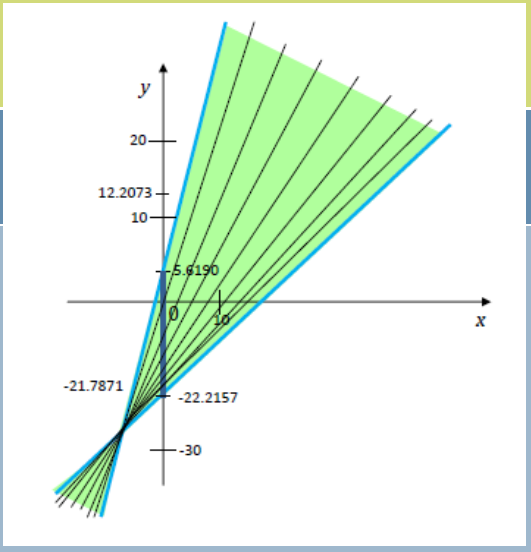
فلورنتن سمارانداكه

Florentin Smarandache

مقدمة في الإحصاء النيتروسوفيكي



EDUCATION PUBLISHING, 2020

مقدمة في
الإحصاء النيتروسوفيكي

تأليف

البروفيسور الدكتور فلورنتن سمارانداكه

قسم الرياضيات- جامعة نيو مكسيكو- الولايات المتحدة الأمريكية

ترجمة

الدكتورة رفيف فيصل الحبيب

قسم الإحصاء الرياضي – كلية العلوم – جامعة دمشق سورية

المراجعة العلمية للترجمة:

الأستاذ الدكتور أحمد عبد الخالق المصري

قسم الرياضيات وعلوم الحاسب – كلية العلوم – جامعة بورسعيد – مصر

الأستاذ الدكتور سعيد بلعربي

مختبر العلوم والتطبيقات – كلية العلوم – جامعة الحسن الثاني المحمدية – المغرب

أ. م. الدكتور فوزي حمزة حسن

قسم الرياضيات – كلية العلوم الصرفة – جامعة قبيلة – العراق

2020

Education Publishing, 1313 Chesapeake Avenue, Columbus, Ohio 43212, USA, Tel. 614/4850721

جميع الحقوق محفوظة: هذا الكتاب محمي بحقوق النشر. لا يجوز إعادة إنتاج أي جزء من هذا الكتاب بأي شكل أو أي وسيلة بما في ذلك النسخ أو استخدام أي نظام تخزين للمعلومات دون الحصول على إذن كتابي من صاحب حقوق الطبع والنشر.

©All rights reserved. This book is protected by copyright. No part of this book may be reproduced in any form or by any means, including photocopying or using any information storage and retrieval system without written permission from the copyright owner.

Peer - reviewerrs

Prof. Dr. Ahmed Abdel-Khaleq Salama, Department of Mathematics and Computer Science - Faculty of Science - Port Said University - Egypt

Dr. Said Broumi, Faculty of Science Ben M'Sik. University Hassan II, Casablanca, Morocco

Dr. Kawther Fawzi Hamza Al-Hassan, Department of Mathematics - College of Education for Pure Sciences - University of Babylon - Iraq

يمكن الحصول على الكتب من خلال الموقع التالي:

http://fs.unm.edu/ScienceLibrary.htm

EAN: 9781599736587

ISBN: 9781599736587

المحتويات

قدمة	5
الحصاء الفيروس في الكي	8
الريعات الفيروس في الكية	25
العينة الفيروس في الكية	27
القياس العدد الفيروس في الكي	31
أعداد الفيروس في الكية السيالكية	34
أعداد العروية الفيروس في الكية	56
مثال معيارات الفيروس في الكية	57
الاتحيد المتعلق بحجم العينة	59
تتوزيع عينات الحيوان الفيروس في الكي	63
تتوزيع المتوسط حدود الحيوان الفيروس في الكي	71
مخططات التغير الفيروس في الكية	73
النحدار الفيروس في الكي	77
خطوط المربعات للصغرى الفيروس في الكية	79
معامل التحيد الفيروس في الكي	87
تتوزيع الطبيعي الفيروس في الكي	91

فرضية الانتروبي في الكيمياء	96
مستوى الأهمية في الانتروبي الكيميائي	105
فترة الثقة في الانتروبي الكيميائية	109
فترة الثقة في الانتروبي الكيميائي في عينة كبيرة من المجتمع	113
نظرية الحالة المركزية في الانتروبي الكيميائية	117
المراجع	123

مقدمة

على الرغم من أن إحصاء البيتروسوفيكي قد تم تعريفه منذ عام 1996، حيث نشر كتاب (**احتمال، مجموعة البيتروسوفيكي ومنطق البيتروسوفيكي**) في عام 1998، إلا أنه لم يتم تطويره حتى الآن. لذلك الأمر المناسب لاحتمال البيتروسوفيكي باستثناء ما تم التقليل من فرق قد نشرت حيث هو عدد ذلك تم تطويره بشكل بسيط في عام 2013 في كتاب **مقدمة في الاحتمال البيتروسوفيكي تكامل لنظرية البيتروسوفيكي، وحتمال البيتروسوفيكي**.

إحصاء البيتروسوفيكي هو توسيع لإحصاء السيكي، يتعامل المرء فيه مع مجموعة تقيم بدلاً من قيم كالسيكية.

في أغلب مما دالت وصريغ الإحصاء السيكي يستبدل المرء بسلطة عدة أرقام بمجموعات. وبالتالي بدلاً من العمليات مع الأرقام يستخدم العمليات مع مجموعات. وعادةً يستبدل المتغيرات غير المحددة (غير قيمة، غير موكدة، وحتى غير معرفة تمامًا (لهذا السبب نصل إلى تفاقمه أن أي رقم a) يتم استبداله بمجموعة تدعو طلب a_N (الذي يعني أن a البيتروسوفيكي أو a غير قيمة أو غير محددة. a_N يمكن أن يكون جوار لـ a، يمكن أن يكون نقترض من a ، بشكل عام يمكن أن يكون أي مجموعة قارب a في الأوالسيناريوهات يمكن أن يكون a_N غير معروف. فأضل السيناريو (عدما لا يكون هناك أحيانًا يتعلق بـ a فيكون $a_N = a$.

لماذا هذا التفاق من أرقام السيكية إلى مجموعات؟

لأنه في حياتنا الحقيقية لا يمكننا دائماً حساب أو تقييم قيمة لبعض المتغيرات الإحصاءات لكننا نحتاج إلى تقريبها.

هذه هي إحدى الطرق للتوصل من الإحصاء الكلاسيكي إلى الإحصاء النيوتروسوفيكي لكن من الممكن أن يكون هناك طرق أخرى ممكنة، تم دعوة الأبحاث لاستكشاف هذا الموضوع الجديد من خلال نشر البحوث في العدد القادم من المجلة الدولية "Neutrosophic Sets and Systems"

http://fs.unm.edu/NSS/

يود المؤلف أن يشكر البروفيسور Yoshio Hada ، رئيس مجموعة أوكيادا للعلوم ، والبروفيسور Valery Kroumov من مجموعة أوكيادا للعلوم ، والبروفيسور Akira Inoue من مجموعة أوكيادا للاحكومية ، وكذلك البروفيسور Masahiro Inuiguchi والدكتور Masayo Tsurumi ، والدكتور Yoshifumi Kusuroku من مجموعة أساكا ، والدكتور Tomoe Entani من مجموعة يوغول الحظهم وآرائهم القيمة خلال ورشة عمل الدكتوراه في اليابان في سبتمبر 2013 ويناير 2014 حول تطبيقات علوم النيوتروسوفيكي في مجال الروبوتات وغيرها من المجالات.

أي كمية معروفة تقريبًا في مجتمع يمكن تحديدها بعض الشيء)أي ليست واضحة تمامًا(هي إحصاء نيوتروسوفيكي.

الإحصاء النيوتروسوفيكي هو تعميم يتجاوز الإحصاء الكلاسيكي لتوزيع احتمالي نيوتروسوفيكي. توصف فيما يلي الإحصاء النيوتروسوفيكي على المدى الطويل عندما يسبب المرء هذا الإحصاء العديد من التعميمات الخفية، لكل منها سلوك حجم.

الإحصاء النيوتروسوفيكي هو توسيع للإحصاء الكلاسيكي. يحتفي الإحصاء الكلاسيكي بالبيانات المعروفة والمكونة من أرقام واضحة أما في الإحصاء النيوتروسوفيكي البيانات تحتمل بعض الغموض.

في إحصاء البيتروسوفيكي، قد تكون البيانات غامضة أو بها مة أو غير دقيقة أو غير كاملة أو حتى غير معروف قبدلاً من ألدق ام الواضح ة المستخدمة في إحصاء السيكي، والتي يُستخدم في إحصاء البيتروسوفيكي مجموعات تقترب من هذه ألدق ام الواضح ة(.

أيضًا في إحصاء البيتروسوفيكي قد يكون حجم العينة غير معروف تمامًا على سبيل المثال، قد يتراوح حجم العينة بين 90 و100؛ قد يحدث هذا لأن الحصول على عينة إذا كانوا يتمون أم لا إلى السكان المعنيين؛ أو لأن فلأراد العينة عشرة يتمون جزئيًا فقط إلى السكان المعنيين في حين آخر بعض شكل جزئي لا يتمون(.

في هذا المثال، يتم أخذ حجم العينة البيتروسوفيكي افتراضيًا [90، 100[=n ، بدلاً من الرقم الواضح n = 90)أو n = 100(كما هو الحال في إحصاء السيكي.

يتمثل النهج آخر في النظر بشكل جزئي فقط في البيانات المقدمة من فلأراد العينة عشرة الذين يكون انتماؤهم إلى السكان المعنيين جزئيًا فقط.

الحصائل الترانزستور ثنائي القطب

يشير الحصائل الترانزستور ثنائي القطب إلى مجموعة من البيانات التي تشكون هذه البيانات أو جزء منها غير محدد إلى حد ما، وإلى الطرق المستخدمة لتحليل البيانات.

في الحصائل السريري، كل البيانات محددة؛ هذا هو الفرق بين الحصائل الترانزستور ثنائي القطب والإحصائل السريري.

في كثير من الحالات، عندما يكون الاتحياز صفر، يتوافق الحصائل الترانزستور ثنائي القطب مع الحصائل السريري.

يمكن استخدام قياس الترانزستور ثنائي القطب في قياس البيانات غير المحددة.

الطرق الحصرية الترانزستور ثنائية القطب سوف تستخدم لتفسير وتنظيم بيانات الترانزستور ثنائي القطب (البيانات التي يتم تحليلها بعض الاتحياز) من أجل الكشف عن أنماط الكامنة.

هناك العديد من الأساليب التي يمكن استخدامها في الحصائل الترانزستور ثنائي القطب، وقد تم العديد منها من خلال هذه الوثيقة، وبعد ذلك التعليمات من الأمثلة. ومع ذلك، يمكن للقارئ أن يتوقع نهاية جيدة في دراسة الحصائل الترانزستور ثنائي القطب.

نؤكد، كما هو الحال مع الترانزستور ثنائي القطب، **الاختلاف** عن **الاختلاف** بين ما يشير الحصائل السريري إلى الاختلاف وظيفة طبيعية يشير الحصائل الترانزستور ثنائي القطب إلى كل من الاختلاف والاتحياز بشكل خاص.

الحصائل الترانزستور ثنائي القطب يتألف من جميع الأوراق المتعلقة بخصوص وصف خصائص البيانات الورقية الترانزستور ثنائية القطب.

نظرًا لأن البيانات الورقية الترانزستور ثنائي القطب تحوي على الاتحياز، يتم تمثيل الرسوم البيانية الترانزستور ثنائية القطب والأشكال البيانية الترانزستور ثنائي القطب بعض الأمثلة التي تعد بديلاً مفضلاً لتمثيل تعداد الحصائل الكلاسيكي. الاختلاف هو الاتحياز (I) الإضافة إلى نظام إحداثيات XOY.

من خلال العرض البيانات البيانات غير الواضحة، يمكن استخراج المعلومات الترانزستور ثنائية القطب (غير الواضحة).

إحصاء البيانات النصية يتكون من الطرق التي تستخدم لتنظيم وتلخيص وعرض البيانات النصية إلى معلومات ذات معنى يتم استخراجها من البيانات النصية.

البيانات النصية هي البيانات التي تحتوي على أحرف أبجدية.

على غرار الإحصاء السكاني، يمكننا تصنيف البيانات النصية على النحو التالي:

- **بيانات نصية وصفية مستمرة**، إذا كانت تمثل قيم عبارة عن قائمة مرتبة على سبيل المثال:

$$i_1 \in [0,1] \quad \text{حيث} \quad 6 + i_1$$

$$i_2 \in [3,5] \quad \text{حيث} \quad 7.26 + i_2$$

- **بيانات نصية وصفية مستمرة**، إذا كانت تمثل قيم عبارة عن فترة واحدة أو أكثر، على سبيل المثال $[0, 0.8]$ أو $[0.1, 1.0]$) أيليست تمثيلاً أي فيها).

تصريف آخر:

- **بيانات نصية وصفية كمية)**، على سبيل المثال: رقم الفترة $[2, 5]$)لان عرف بالضبط(، 47، 52، 67 أو 69)لان عرف بالضبط(.
- **بيانات نصية وصفية نوعية)**، على سبيل المثال: أزرق أو أحمر)لان عرف بالضبط(، بيض، أسود أو أخضر أوأصفر)غير معروف تماما(.

أيضاً، قد يكون لدينا:

- **بيانات نصية وصفية وحيدة المتغير**، أي البيانات النصية التي تتكون من مشاهدات على سمة نصية واحدة.
- **وبيانات نصية وصفية متعددة المتغيرات**، أي البيانات النصية التي تتكون من مشاهدات على سمتين أو أكثر.

وحالات مثل ذلك **بيانات نصية وصفية ثنائية المتغير** **وبيانات نصية وصفية ثلاثية المتغير**.

لارقم الإحصائي لإنتروفي كي N له الشكل:

$$N = d + i,$$

حيث d الجزء الصحيح (من N)، و i الجزء غير الصحيح (من N).

على سبيل المثال: $a = 5 + i$, حيث $i \in [0, 0.4]$ لنفترض $a \in [5, 5.4]$ لذلك نستنتج أن الجزء الصحيح من a هو 5 (في حين أن الجزء غير الصحيح $i \in [0, 0.4]$ يعني إلى أي رقم أقرب أيكون الرقم a أكبر قليلاً من 5 .

يمكننا النظر، على غرار الإحصاء السابق، في **عرض الفرع والأوراق لإنتروفي كي للبيانات**.

على سبيل المثال، يمكن للبيانات التالية:

$6 + i_1$ مع $i_1 \in (0, 0.2)$
$7 + i_2$ مع $i_2 \in [2, 3]$
$6 + i_3$ مع $i_3 \in [0, 1]$
$9 + i_4$ مع $i_4 \in [1.1, 1.5]$
$9 + i_1$

عرض الفرع والأوراق لإنتروفي كي هو:

$$\begin{array}{l|ll} 6 & i_1 & i_3 \\ 7 & i_2 & \\ 9 & i_1 & i_4 \end{array}$$

أو على شكل لفترة:

$$\begin{array}{l|ll} 6 & (0, 0.2) & [0, 1] \\ 7 & [2, 3] & \\ 9 & (0, 0.2) & [1.1, 1.5] \end{array}$$

من الواضح أن **لارقم الإحصائي لإنتروفي كي** يمكن أن تكتب بعدة طرق.
إذا أخذنا : $a = 5 + i$ مع $i \in [0, 0.4]$ وهذا يعني $a = 4 + i_1$ مع $i_1 \in [1, 1.4]$ أو $a = 3 + i_2$ مع $i_2 \in [2, 2.4]$.

بشكل عام $a = \propto + i_{\propto}$ مع $i_{\propto} \in [5-\propto, 5.4-\propto]$ و $\propto$ أي رقم حقيقي.

أو في الاتجاه المعاكس:

$a = 5.4 - i_3$ مع $i_3 \in [0, 0.4]$

بشكل عام:

$a = \beta - i_\beta,$ مع $i_\beta \in [\beta - 5.4, \beta - 5]$ ، و β أي رقم حقيقي.

التوزيع التكراري النيتروسوفيكي هو جدول يعرض الفئات والتكرارات والتكرارات النسبية مع عرض الملاحظات. غالبًا ما يتم الاحتفاظ بالبيانات غير الدقيقة أو غير المكتملة أو غير المعروفة المتعلقة بالتكرار بتنسيق لتكرار يصف التكرار النسبي غير الدقيق أو غير المكتمل أو غير المعروف أيضًا.

مثال على التوزيع التكراري النيتروسوفيكي لعدد الحوادث التي يتعرض لها سائق في السيارات.

Number of accidents		Neutrosophic frequency	Neutrosophic relative frequency
	0	50	[0.185, 0.227]
	1	[60, 80]	[0.240, 0.333]
	2	[70, 90]	[0.280, 0.375]
	3	[40, 50]	[0.154, 0.217]
Total	0-3	[220, 270]	[0.859, 1.152]

يـلـفـي ةقـراءة لـاجـدول لـلـسـابـق، دعـ ارقـ ول لـاسـطـر رقـم 2: عـددسـ ارقـ يـالـسـ ارات الـفـين الـكـب وا حـادث واحـ قـطـ يـراوحـ يـن 60 و80)مـالـي عـلـ ومـات غـ ر واضـ ة(، والـتـك رار الـنـسـ ي الـ يـن تـرسـ فـي الـمـقـابـل يـن 0.240 و0.333.

لـحـسـاب إحـ الـي الـتـك رارات الـ يـتـرسـ فـي ة، حـ يـثـ لـ يـن امـعـ ومـات غـ ر قـ قـة، نـقـ ومـ حـسـاب الـحـد ألـ نـى min والـحـد الأقـصـى max لـلـتـك رارات الـمـقـدرة:

$$min_{nf} = 50 + 60 + 70 + 40 = 220,$$
$$\text{and} max_{nf} = 50 + 80 + 90 + 50 = 270.$$

لـحـسـاب الـتـك رار الـنـسـ ي الـ يـتـرسـ فـي ة، نـأخـذ أيـضـاً الـحـد ألـ نـى والـحـد الأقـصـى لـ جـمـيـع الـحـ الـات.
طـ فـ ر مـن الـحـوادث:

$$min_{nrf} = \frac{50}{270} \simeq 0.185$$
$$max_{nrf} = \frac{50}{220} \simeq 0.227 \quad \text{و}$$
$$50 \div [220, 270] \simeq [0.185, 0.227] \quad \text{أو}$$

مـن أجـل حـادث واحـ دلـ يـنـا:

$$min_{nrf} = \frac{60}{50 + 60 + 90 + 50} = 0.240$$
$$max_{nrf} = \frac{80}{50 + 80 + 70 + 40} \simeq 0.333.$$

مـن أجـل حـ الـ يـن لـ يـنـا:

$$min_{nrf} = \frac{70}{50 + 80 + 70 + 50} = 0.280,$$
$$\text{and} max_{nrf} = \frac{90}{50 + 60 + 90 + 40} \simeq 0.375.$$

تنتخل فالفترة [0.280, 0.375] عن:

$$[70, 90] \div [220, 270] = \left[\frac{70}{270}, \frac{90}{220}\right] \simeq [0{,}259, 0.409].$$

من أجل الثلاثة حوادث الأولى:

$$min_{nrf} = \frac{40}{50 + 80 + 90 + 40} \simeq 0.154$$

$$max_{nrf} = \frac{50}{50 + 60 + 70 + 50} \simeq 0.217$$

بوش كل مشربا الفترة [0.154, 0.217] تختلف عن:

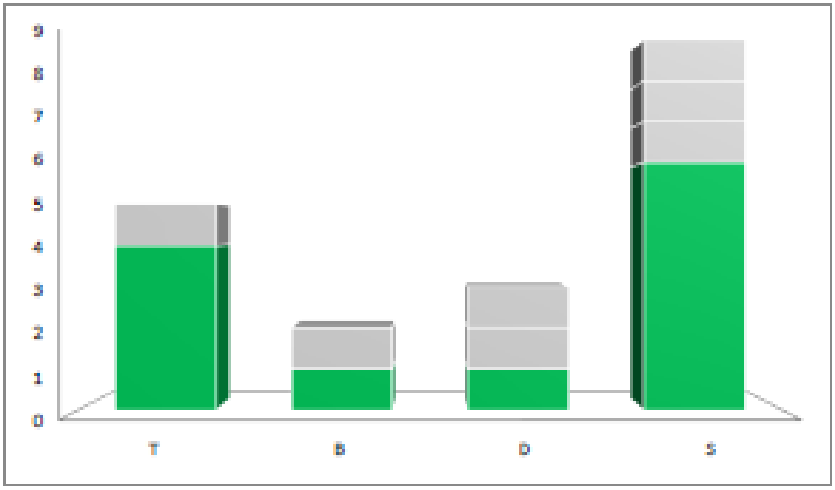
$$[40, 50] \div [220, 270] = \left[\frac{40}{270}, \frac{50}{220}\right] \simeq [0.148, 0.227].$$

بسطة ركن الكرارات السيئة الفيتروسوفيكية بإضافة الفترات:

$$[0.185, 0.227] + [0.240, 0.333] + [0.280, 0.375] + [0.154, 0.217] = [0.859, 1.152].$$

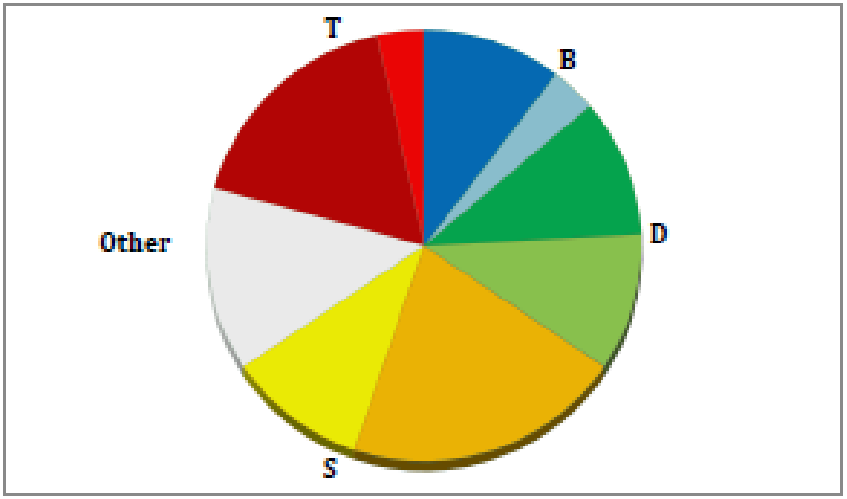
الرسوم البيانية إلحصائية الفيتروسوفيكية هي الرسوم البيانية التي تحتوي على بيانات أو من بيانات غير محددة (غير واضحة، غامضة، مبهمة، غير معروفة)

a.1. للرسم البياني التالي فوائد الأعمدة البيانية:

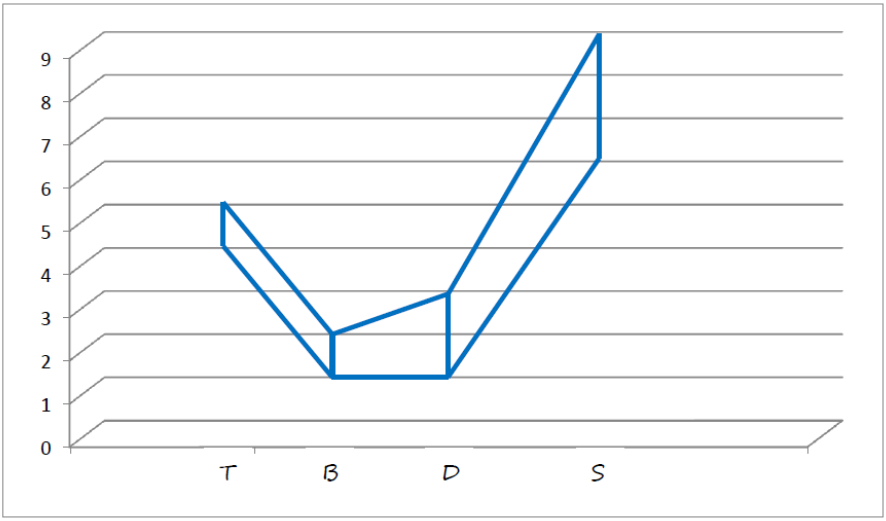


الجدول التالي يوضح أهم الأيام:
T = الأيام الخاصة بالمشاة [4،5] ساعات ؛
B = الأيام الخاصة بالتجارة [1،2] ساعة؛
D = الأيام الخاصة بالقيادة [1،3] ساعات ؛
S = الأيام الخاصة بالنوم [6،9] ساعات.

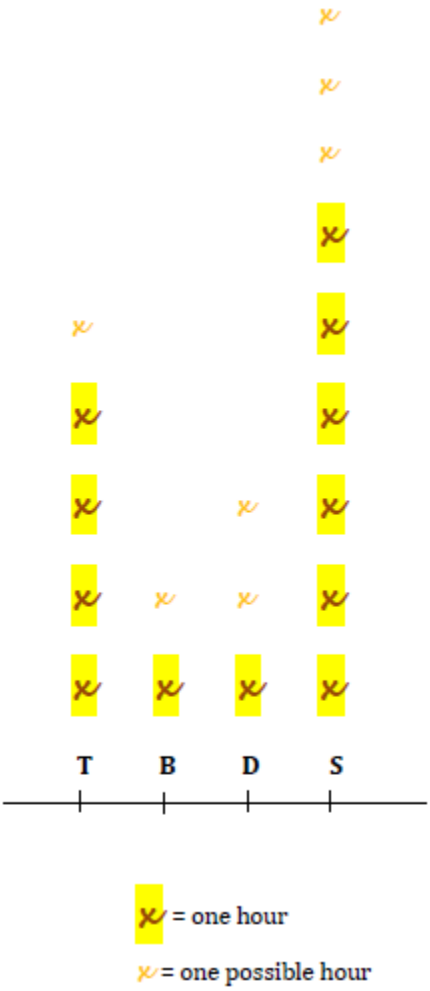
a.2. لدائرة القبابين يمكن أن يتم رسمها في قالب المثال:



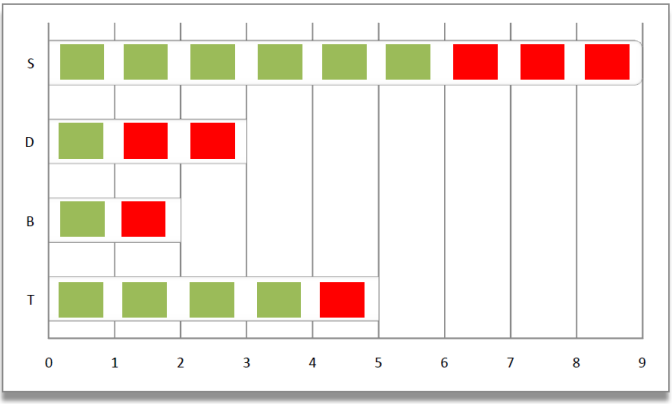
a.3. المخطط البياني الموجود في ورقة Excel المثال السابق:



4.a. الخطوط الزمنية لانتشار فيروس كورونا المستجد:

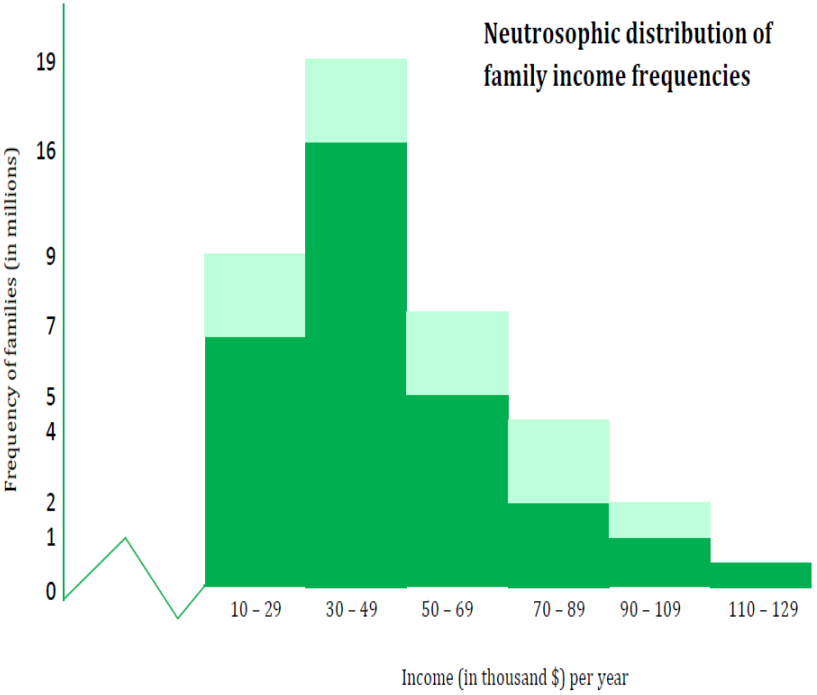


a.5. مخطط لصل الزمن في خوارزمية كروسكال:



مستطيل أخضر اللون: عملية إضافة حافة واحدة
مستطيل أحمر اللون: عملية إضافة حافة واحدة

a.6. المدرج التكراري لعدد العمليات في خوارزمية كروسكال هو عبارة عن مستطيلات متجاورة ، المحور الأفقي يمثل عدد العمليات التي يمكن أن تحدث في عملية واحدة ، والمحور العمودي يمثل عدد الحافات التي تضمنت (أو أضيفت) في كل عملية ، ويُظهر المدرج التكراري عدد المرات التي تكررت فيها عملية إضافة عدد معين من الحافات.

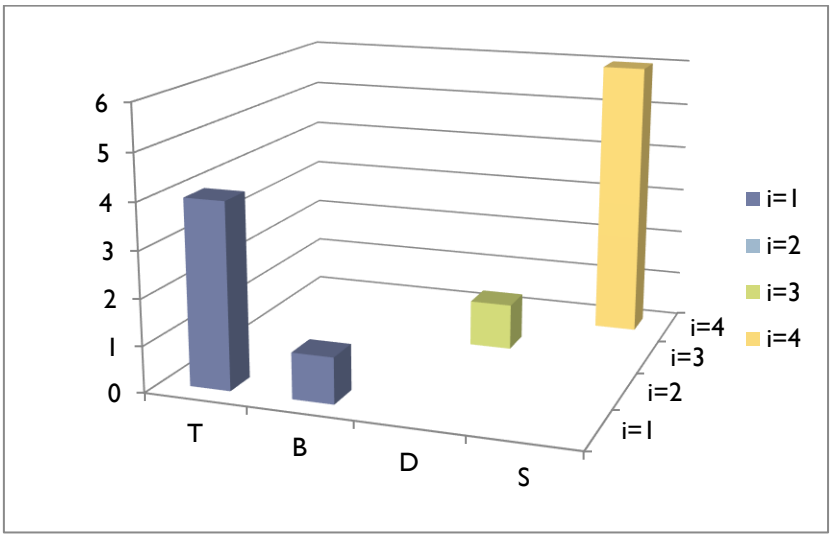


حيث يشير إلى وجود تشوه في مقياس الترتيب.

التكرار المتوقع أقل من الحد الأدنى لقيمة الإحصاء الكاي تربيع عند مستوى الدلالة 0.05. على سبيل المثال، عدد الأسر التي تتراوح دخلها بين 10 ألف و29 ألف دولار في السنة هو 7 و9 ملايين أسرة. وبالمثل، فإن فئات الدخل الأخرى باستثناء فئة الدخل الأخيرة التي تتراوح بين 110000 و129000 دولار تتوافق مع عدد واضح من الأسر.

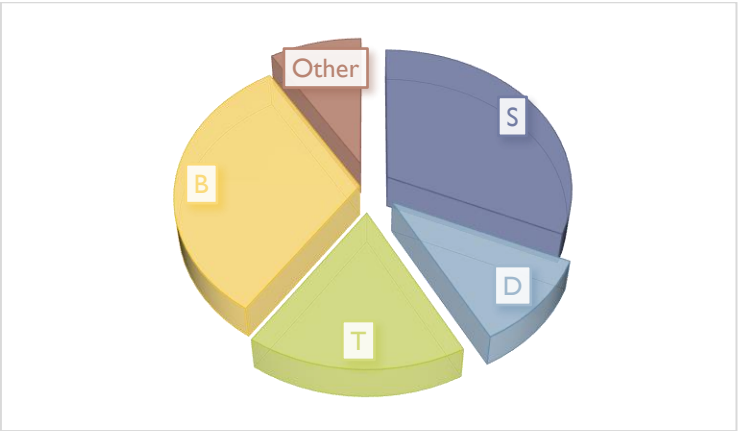
يتم استخدام الرسوم البيانية الإحصائية لتوضيح العلاقات بين البيانات المختلفة، وتساعد في تحليل البيانات وتفسيرها بشكل أفضل. يمكن استخدام الرسوم البيانية الإحصائية في العديد من المجالات، بما في ذلك الأعمال والتعليم والعلوم والتكنولوجيا.

4.1.b. الرسم البياني الثلاثي الأبعاد لعدة سلاسل بيانات:



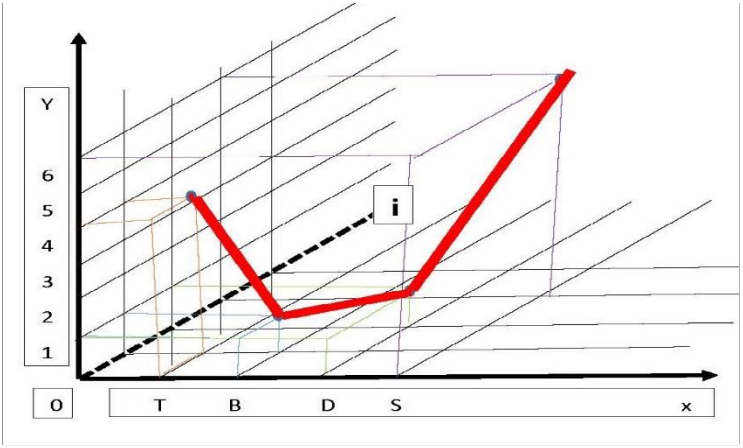
حيث تمثل (i) قيمة كل سلسلة بيانات.
يمكن استخدام هذا النوع من الرسوم البيانية لمقارنة عدة سلاسل بيانات في وقت واحد.

b.2 الرسم البياني الدائري لشركات سوريا في سنة الأساس:



التوقعات في T و B تتمتع بالنمو المتوسط (في حالة الاقتصاد المتوسط) أما D فتوقعاتها أن تنمو بمعدل مزدوج، و S توقعاتها أضعاف ثلاثة.

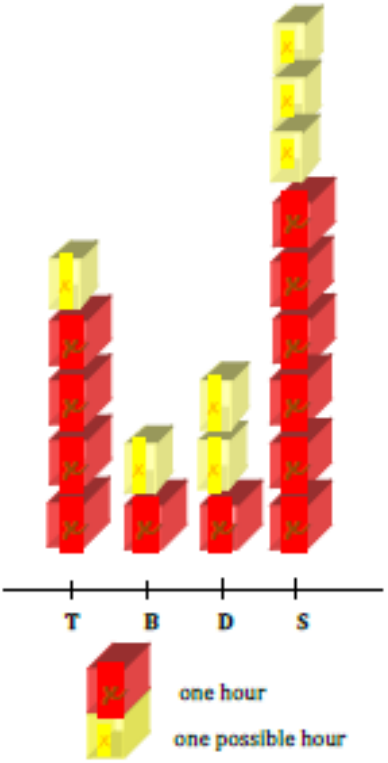
b.3 الرسم البياني الخطي الثلاثي الأبعاد لشركات سوريا في سنة الأساس:



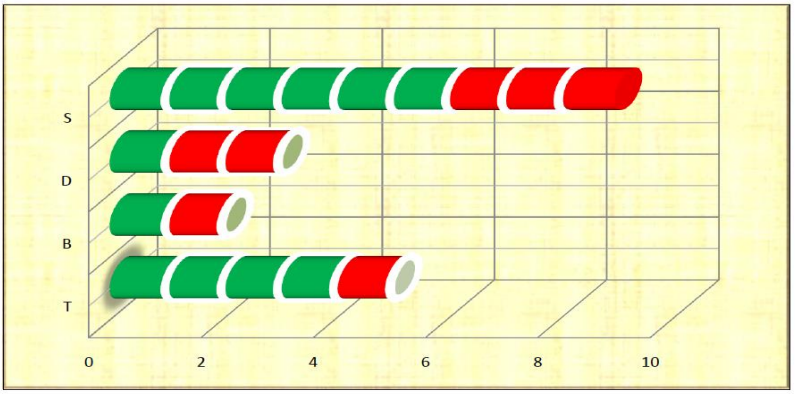
من أجل المثال السـابق:

(T, 4, 1)، (B, 1, 1)، (D, 1, 2) و (S, 6, 3) هي الإحداثيات الخاصة بالقطاعات الأربعة. العدد الكلي للساعات المتاحة لكل قطاع هو (y) وهو عدد صحيح موجب. الساعة الأولى في كل قطاع هي (i) وهي عدد صحيح غير سالب.

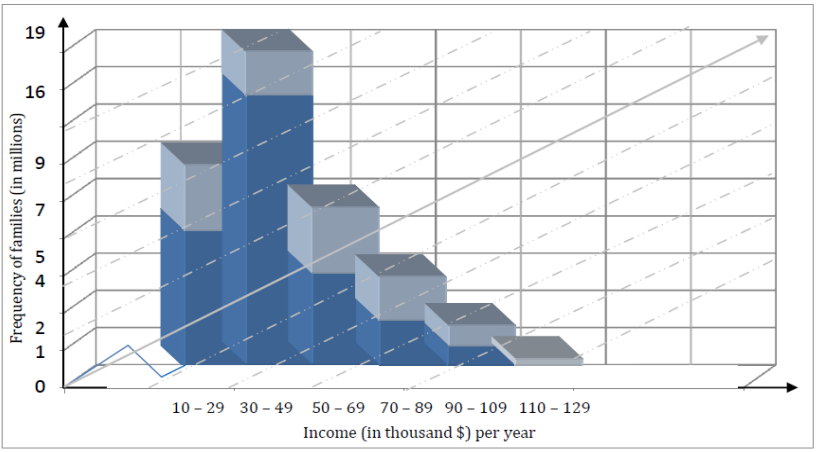
b.4 القطاعات الأربعة مجتمعة لها ثلاثة عشر ساعة محتملة، والساعات الممكنة في كل قطاع هي كما يلي من أجل المثال السابق:



b.5. لمخطط الأعمدة الثلاثي النيتروسوفيكي من أجل نفس المثال:



b.6. المدرج التكراري الثلاثي النيتروسوفيكي من أجل نفس المثال لتوزيع الجينروسوفيكي لتكرارات دخل الأسرة:



لـخـداع إلـحـاسـوبـي لـكـي يـعـتـقـد أنـك تـلـعـب بـطـريـقـة الـبـيـتـرو فـي كـل مـرة، فـإنـك تـقـوم بـمـا يـلـي:

a) فـي أول ورقـة تـشـركـة اقـتـرعـت إلـى 10٪ الـعـام لـلـمـضـي "بـطـريـقـة الـبـيـتـرو فـي كـل مـرة" أن تـكـتـب: [0، 10٪ [والـتـي يـمـكـن أن تـكـون أي رقـم بـيـن 0 و10 بـمـا فـي ذلـك الـقـيـم الـقـصـوى).

b) لـن تـضـمـن أن تـخـسـر مـا يـصـل إلـى 15 رطـلـا فـي الـشـهـر، أو أمـوالـك الـتـي لـديـك فـي الـوقـت الـحـالـي [0، 15 [رطـل لـذلـك قـد لا تـمـتـلـك أي رطـل!

c) "لا يـوجـد مـنـتـج أفـضـل مـن بـريـلان" هـذا يـعـنـي أن الـمـنـتـجـات الأخـرى يـمـكـن أن تـكـون أفـضـل مـن مـنـتـجـات بـريـلان!

المتوسطات المتسلسلة

لنفترض في مجموعة مشاهدات بارامترية متسلسلة أن المشاهدة الوسطى غير متاحة لسبب ما (فقدت أو تلفت أو ضاعت) لأن المتوسط الحسابي يتأثر بالقيم المتطرفة (الشاذة) بدلاً من أن يكون ممثلاً جيداً للمجموعة.

المتوسطات المتسلسلة البارامترية تشترك مع بعض المعالم الأخرى في الإحصاء اللابارامتري:

الأول هو الربيع الأدنى ($\frac{1}{4}(n+1)$)، والثاني هو ($\frac{2}{4}(n+1)$)، والثالث ($\frac{3}{4}(n+1)$).

إذا لم يكن (n + 1) قابلاً للقسمة على 4، عندها نأخذ متوسط مشاهدتي المتسلسلة التي ترتيبها يقع بين هذين العددين. إلا الجزء الآخر هو أخذ الجزء الصحيح من الأدنى من $\frac{i}{4}(n+1)$، من أجل $i = 1, 2, 3$.

لنحسب متوسط المجموعة ⊔ بالطريقة التالية:

$$\text{متوسط } \sqcup = \frac{\text{الحد الأعلى للمجموعة } \sqcup + \text{الحد الأدنى للمجموعة } \sqcup}{2}$$

يمكننا تعريف التتابع على مجموعات مشاهدة بارامترية بالطريقة التالية:

من أجل أي مجموعات ⊔ و V لدينا V>⊔ اذا :

إما متوسط ⊔ < متوسط V

أو متوسط ⊔ = متوسط V والحد الأدنى ⊔ < الحد الأدنى V

إذا حدث أن:

متوسط ⊔ = متوسط V

والحد الأدنى ⊔ = الحد الأدنى V

عندها نقول أيضاً الحد الأعلى ⊔ = الحد الأعلى V لذلك : V≡⊔.

مثال
من أجل $n = 12$، لدينا المشاهدات الإحصائية مرتبة ترتيباً تصاعدياً :

$$1, (2,3), \boxed{\{4,6\},5}, [7,10], \boxed{[7,11],9}, 12, \boxed{14,[14,15)}, 20, \{21\} \cup (22,25].$$

الربيع الأول:

$$\frac{1}{4}(n+1) = \frac{1}{4}(12+1) = 3.25,$$

يعرف بأنه متوسط المشاهدتين الثالثة والرابعة:

$$\frac{\{4,6\}+5}{2} = \frac{\{4+5,6+5\}}{2} = \frac{\{9,11\}}{2} = \left\{\frac{9}{2}, \frac{11}{2}\right\} = \{4.5, 5.5\}.$$

الربيع الثاني:

$$\frac{2}{4}(n+1) = \frac{2}{4}(12+1) = 6.50,$$

يعرف بأنه متوسط المشاهدتين السادسة والسابعة:

$$\frac{[7,11]+9}{2} = \left[\frac{7+9}{2}, \frac{11+9}{2}\right] = [8,10].$$

الربيع الثالث:

$$\frac{3}{4}(n+1) = \frac{3}{4}(12+1) = 9.75,$$

يعرف بأنه متوسط المشاهدتين العاشرة والحادية عشرة:

$$\frac{14+[14,15]}{2} = \left[\frac{14+14}{2}, \frac{14+15}{2}\right] = [14, 14.5).$$

العينة الفيروس في كية

العينة الفيروس في كية هي مجموعة جزئية مختارة من المجتمع تحتوي على بعض الأشخاص الذين يتم الوصول إليهم بسهولة من قبل الباحث (أو قد لا يتم الوصول إلى المجتمع الذي ينتمون إليه أصلًا)، أو في مكان قريب من الباحث، أو في وقت يناسبه. وبما أن العينة جزئية، فإنها لا تحتوي على كل أفراد المجتمع الأصلي، وبالتالي لا تقدم معلومات كافية عن المجتمع ككل. وحيث إن العينات الفيروس في كية تقدم معلومات غامضة أو غير كافية.

لا يمكن لأي باحث أن يدعي أن أي عينة هي عينة فيروس في كية، إلا إذا تحقق بعد أن الأشخاص الذين تم اختيارهم يمثلون أفراد المجتمع الأصلي تمثيلًا صحيحًا.

من نتائج العينة الفيروس في كية هي نتائج العينة التي تحتوي على بعض الأشخاص الذين يمثلون أفراد المجتمع الأصلي تمثيلًا صحيحًا.

المجتمع الفيروس في كي هو عبارة عن مجتمع غير محدد بشكل جيد على مستوى العينة (أي غير متأكد مما إذا كان بعض الأفراد ينتمون أو لا ينتمون إلى المجتمع).

على سبيل المثال: كم في مجموعة الفيروس في كي، ينتمي الشخص العام x إلى المجتمع الفيروس في كي M بالطريقة التالية $x(t, i, f) \in M$ والذي يعني أن: x من المجتمع M هو $t\%$ ، و x ليس من المجتمع M هو $f\%$ في حين أن تبعية x إلى M هو $i\%$ غير محددة (غير معروفة، غير واضحة، محايدة، ليست من المجتمع ولا من خارجه).

على سبيل المثال: لدينا سكان المدينة C_1، معظم السكان في هذه المدينة يسكنون في منازل، والباقي يسكنون في شقق سوى في هذه المدينة 100 ٪ إلى C_1 لكن هناك أشخاص يحملون جنسيات مزدوجة، من المدينة C_1 و C_2 ، والباقي أشخاص ينتمون 50 ٪ إلى C_1 و 50 ٪ إلى C_2 في حين أن المواطنين الذين يحملون جنسيات ثلاثية من المدينة C_1 و C_2 و C_3 ينتمون بنسبة 33.33 ٪ فقط لكل مدينة،

مع أخذ بعين الاعتبار المعايير التالية، حيث يتم استخلاص هذه النسب. أيضًا، هناك دول ذات نظام حكم ذاتي، قد لا يعبر مواطنو هذه المناطق أنفسهم بجنسيتهم إلى تلك البلدان.

لكن في الفئة أخرى من الأشخاص C_1 الذين تتجاوز دخلهم من خمسة أضعاف بسبب سياسي تولي مهام خمسة أخرى معينة ما لا يزال يعيشون)مؤقتًا(في C_1 يطلق عليهم اسم paria مهام لا يتمتعون إلى C_1)لا يحملون الجنسية لكن لا يزالون يتمتعون إلى C_1)لأن مهام لا يزالون يعيشون في C_1(. يمثل كل ون الجزء غير المحدد من المجتمع الذين تروس في الحالة في C_1.

الاختيار العشوائي البسيط من الحجم n من مجتمع يتروس في الاختيار العشوائي البسيط أو السحب هي عينة من n من أفراد، لدى واحد منهم على الأقل بعض الاحتمال.

مثال: لنفترض أن عينة عشوائية من 1000 منزل في مدينة يزيد عدد سكانها عن مليون نسمة قد تم استطلاع حول عدد المنازل التي فيها كمبيوتر محمول على الأقل. نجد أن 600 منزل حوي جهاز كمبيوتر محمول واحد على الأقل، و300 منزل ليس لديها أي كمبيوتر محمول في حين أن 100 منزل في كل منها كمبيوتر محمول واحد لكنه لا يعمل.

حاول بعض أصحاب المنازل البالغ عددهم 100 إصلاح أجهزة الكمبيوتر المحمول الخاصة بهم، بينما قال آخرون إن محركات الأقراص الصلبة لأجهزة الكمبيوتر المحمول الخاصة بهم توقفت عن العمل وفي الفرصة تضيق لإصلاح هذا الحال في محدد في تلك المنازل عينة عشوائية بسيطة تتروس في الحجم 100.

بشكل مشابه لإحصاء السريكي، **تجمع البيانات البيتروسوفيكية العشوائية المتطابقة**، يقوم المستخدم بتجميع السريكي أو البيتروسوفيكي (بواسطة طبقة فوق البنفسجية؛ عندئذٍ، يأخذ المستخدم عينة عشوائية) من الحجم المناسب وفقًا لمعايرامل(من كل مجموعة. إذا كان هناك بعض الاختلاف بين مجموعات البيانات البيتروسوفيكية.

مثال: لنفترض أن هناك طبقتين: للرجال والنساء في مدينة جاوبنيومكسيكو. لكن بما أن النساء يمثلن 51 ٪ من السكان والرجال 49 ٪، نأخذ عينة عشوائية من 51 امرأة وعينة عشوائية من 49 رجل.

لكن في بعض الحالات، قد يكون هناك رجل واحد وامرأتين تحولتا إلى سريكيين. عندها يكون لدينا عينتان بيتروسوفيكية عشوائية بطبقتين.

إذا تم تقسيم المجتمع السريكي أو البيتروسوفيكي إلى مجموعات جزئية بحيث كل مجموعة جزئية تمثل المجتمع بأكمله من مجموعات الجزئية عينة عشوائية بحيث يوجد بعض الاختلاف، عندها يكون لدينا **عينات عنقودية بيتروسوفيكية.**

مثال: لنفترض أن 5 أسر تذهب في رحلة على أطوحات كتورا في إحصاء البيتروسوفيكي. كل أسرة تذهب عدد من طلاب الدراسات العليا في كل جامعة لطلاب لجمع قرود بعض ما إذا كانوا سريكيين أو أطوحات في الإحصاء السريكي أو البيتروسوفيكي. يمثل أسرة تذهب مجموعات عنقودية. نتائج كل عشوائيين من أسرة تذهب لم يقابلوا طلاب محولين في إحصاء البيتروسوفيكي لكن، نظرًا لأن بعض الطلاب لجمع قرود بعد الاختلاف (في ما يتعلق بموضوع بحثهم لدينا عينة عنقودية بيتروسوفيكية.

من المرجح أن تكون **العينة التوافقية** غير دقيقة حيث يختار المستطلع عينة من أفراد تكون متاحة بسهولة، والذين قد يجيبون بشكل مختلف على الأسئلة من أجل الانتهاء منها بشكل أسرع. كلما قل اهتمام أفراد العينة بنتائج الاستطلاع، زادت احتمالية عدم دقة نتائج الاستطلاع. بينما من المرجح أن تكون **عينة الاستجابة الطوعية** متحيزة، لأن أفراد العينة قد يتطوعون بغرض التأثير على نتائج المسح.

إلى جانب المتطوعين من أفراد العينة، فالفئة أخرى من الأشخاص المخربين الذين قد يجيبون على الأسئلة بشكل معاكس من أجل تحقيق نتائج خاطئة.

لهذا السبب يجب إزالة بيانات بعض أفراد العينة، ولكن غالبًا لا نعرف أي واحد منهم. لذلك، لدينا تحدي متعلق بحجم العينة: كم عدد أفراد العينة من الفئات الثلاث المذكورة أعلاه، وكيفية وصف بياناتهم من أجل إزالتهم من نتائج المسح؟ مرة أخرى، إحصاء نيتروسوفيك.

القياس العددي الفيروسوفيكي

نشأ العلم على أعداد فيروسوفيكية $a + bI$ ، حيث a, b هي أعداد حقيقية و I هو العدد الذي يحقق أن $I^2 = I$ و $0 \cdot I = 0$.

لنجد أعداد فيروسوفيكية:

$$-2 - 4I,\ -1 + 0 \cdot I,\ 3 + 5I,\ 6 + 7I.$$

نحسب متوسطها:

$$\frac{(-2 - 4I) + (-1 + 0 \cdot I) + (3 + 5I) + (6 + 7I)}{4} =$$

$$= \frac{-2 - 1 + 3 + 6}{4} + \frac{-4 + 0 + 5 + 7}{4} \cdot I = 1.5 + 2I.$$

نحسب وسيطها:

$$\frac{(-1 + 0 \cdot I) + (3 + 5I)}{2} = \frac{-1 + 3}{2} + \frac{0 + 5}{2} I = 1 + 2.5I.$$

نحسب انحرافات عددين فيروسوفيكي عن المتوسط:

$$(-2 - 4I) - (1.5 + 2I) = -3.5 - 6I,$$
$$(-1 + 0 \cdot I) - (1.5 + 2I) = -2.5 - 2I,$$
$$(3 + 5I) - (1.5 + 2I) = 1.5 + 3I,$$
$$(6 + 7I) - (1.5 + 2I) = 4.5 + 5I.$$

مربع الانحرافات:

$$(-3.5 - 6I)^2 = (-3.5)^2 + 2(-3.5)(-6)I + (-6)^2 I^2$$

$$= 12.25 + 42I + 36I^2 = 12.25 + 42I + 36I$$
$$= 12.25 + 78I$$
$$(-2.5 - 2I)^2 = 6.25 + 14I$$
$$(1.5 + 3I)^2 = 2.25 + 18I$$
$$(4.5 + 5I)^2 = 20.25 + 70I.$$

ـتـبـع عـلـى صـيـغـة:

$$(a + bI)^2 = a^2 + 2abI + b^2I^2$$
$$= a^2 + 2abI + b^2I$$

أو

$$(a + bI)^2 = a^2 + (2ab + b^2)I.$$

نـحـسـب **الانـحـراف لـمـعـيـاري**:

$$s = \sqrt{\frac{(12.25 + 78I) + (6.25 + 14I) + (2.25 + 18I) + (20.25 + 70I)}{4}}$$
$$= \sqrt{10.25 + 45I}.$$

لـحـسـاب الـجـذر الـتـربـيـعـي نـرمـز لـلـمـجـهـول الـشـكـل $x + yI$ ونـحـدد x و y:

$$\sqrt{10.25 + 45I} = x + yI.$$

نـربـع الـطـرفـيـن:

$$10.25 + 45I = x^2 + (2xy + y^2)I.$$

بـالـتـالـي:

$$\begin{cases} 10.25 = x^2 \\ 45 = 2xy + y^2 \end{cases}$$

لأن الـحـراف الـمـعـيـاري مـوجـب، نـأخـذ:

$$x = +\sqrt{10.25} \simeq 3.20$$

ونستدل فما يلي المساواة التالية:

$$45 = 2(3.20)y + y^2$$

ونحل من أجل y موجب:

$$y^2 + 6.4y - 45 = 0$$

حيث:

$$y = \frac{-6.4 + \sqrt{6.4^2 - 4(1)(-45)}}{2(1)} \simeq 0.64.$$

لذلك، الانحراف المعياري للأعداد البيتروسوفيكية ألربع السياقة هو:

$$3.20 + 0.64I.$$

الحظ أن 3.20 هو الانحراف المعياري السريكي للأجزاء المحددة من الأعداد البيتروسوفيكية السياقة: $-2, -1, 3, 6$؛ لكن 0.64 ليس الانحراف المعياري السريكي للأجزاء غير المحددة من الأعداد البيتروسوفيكية السياقة: $-4, 0, 5, 7$.

الانحراف المعياري السريكي للأعداد 7 ,5 ,0 ,4-، التي متوسطها 2 هو:

$$\sqrt{\frac{(-4-2)^2 + (0-2)^2 + (5-2)^2 + (7-2)^2}{4}} \simeq 4.30.$$

نشير للاتحيد تعريف الانحرافات.

أل عداد لل يتر ووف ي لئي ق ك ال ي دك ي ة

ل ل ع دد ال ي ن ت ر وس ف ي ك ي ل ال ك لا ي ك ي ال ش ك ل ال ق ي اس ي:

$$a + bI$$

ح ي ث a، b م ع ام لات ح ق ي ق ي ة أو م ر ك ب ة، و I = ال ك ح ي د، ب ح ي ث:

$$I^2 = I \quad \text{و} \quad 0 \cdot I = 0$$

ي ن ت ج ع ن ه أن $I^n = I$ ل ك ل ع دد ص ح ي ح م وج ب n.

إذا ك ان ال م ع ام لان a و b ح ق ي ق ي ي ن، ف إن $a + bI$ ي س م ى **ع دد ح ق ي ق ي ل ن ي ت ر وف ي ك ي.**

م ث ال: $2 + 3I$ ، $-5 + \frac{7}{3}I$ ، ....

ل ك ن إذا ك ان ال م ع ام لان a و b م ر ك ب ي ن، ف ه ذ ا ع د د ي س م ى $a + bI$ **ع دد م ر ك ب ن ي ت ر وف ي ك ي.**

م ث ال: $I + i + 9I - iI$ ، $(5 + 2i) + (2 - 8i)I$ ، ...

ح ي ث $i = \sqrt{-1}$.

ي م ك ن ك ت اب ة أ ي ع دد م ر ك ب ن ي ت ر وس ف ي ك ي ش ك ل ف أ ض ل ع ل ى ال ن ح و ال ت ال ي:

$a + bi + cI + diI$ ح ي ث a, b, c, d ح ق ي ق ي ة.

ب ال ط ب ع ي م ك ن اع ت ب ار أ ي ع دد ح ق ي ق ي ب ش ك ل م ب اش ر أ و ض م ن ي آ خ ر، ع دد ن ي ت ر وس ف ي ك ي.

م ث ال:

$$5 = 5 + 0 \cdot I$$

أو

$$5 = 5 + 0 \cdot i + 0 \cdot I + 0 \cdot i \cdot I.$$

ن س ي ه ع دد ن ي ت ر وس ف ي ك ي م ن ح ل.

يحتوي العدد التيتروسوفيكي على الأقل على وحدة تخيلية واحدة I بحيث $I^2 = 0$.

تقسيم الأعداد التيتروسوفيكية الكلاسيكية

$$(a_1 + b_1 I) \div (a_2 + b_2 I) = ?$$

نشير إلى النتيجة من خلال:

$$\frac{a_1 + b_1 I}{a_2 + b_2 I} = x + yI,$$

ثم اضرب وحدد المعاملات:

$$\begin{aligned} a_1 + b_1 I &\equiv (x + yI)(a_2 + b_2 I) \\ &\equiv xa_2 + xb_2 I + ya_2 I + yb_2 I^2 \\ &\equiv (a_2 x) + (b_2 x + a_2 y + b_2 y)I. \end{aligned}$$

نشكل مجموعة المعادلات الخطية، عن طريق تحديد المعاملات:

$$\begin{aligned} a_2 x &= a_1 \\ b_2 x + a_2 y + b_2 y &= b_1 \end{aligned}$$

أو

$$\begin{aligned} a_2 x &= a_1 \\ b_2 x + (a_2 + b_2) y &= b_1 \end{aligned}.$$

يحصل المرء على حل وحيد عن طريق تحديد المحدد من الدرجة الثانية

$$\begin{vmatrix} a_2 & 0 \\ b_2 & a_2 + b_2 \end{vmatrix} \neq 0$$

أو $a_2(a_2 + b_2) \neq 0$.

بالتالي $a_2 \neq 0$ و $a_2 \neq -b_2$ هي شروط تسمح بتقسيم الأعداد التيتروسوفيكية.

$$\frac{a_1 + b_1 I}{a_2 + b_2 I}$$

ليكون موجود.

عـدهـا

$$x = \frac{a_1}{a_2}$$

و

$$y = \frac{a_2 b_1 - a_1 b_2}{a_2(a_2 + b_2)}$$

أو

$$\frac{a_1 + b_1 I}{a_2 + b_2 I} = \frac{a_1}{a_2} + \frac{a_2 b_1 - a_1 b_2}{a_2(a_2 + b_2)} \cdot I.$$

يـقـتـضـي جـمـيـع ذلـك، لـيـنـا:

1. $\frac{a+bI}{ak+bkI} = \frac{a+bI}{k(a+bI)} = \frac{1}{k}$, مـن أجـل k عـدد حـقـيـقـي غـيـر صـفـري، و $a \neq 0$ و $a \neq -b$.
2. $\frac{I}{a+bI} = \frac{a}{a(a+b)} \cdot I = \frac{1}{a+b} \cdot I$ مـن أجـل $a \neq 0$ و $a \neq -b$.
3. الـقـسـم مـتـعـلـى I ، I- مـبـوشـكـل عـام يـعـطـى kI ، مـن أجـل k حـقـيـقـي و غـيـر مـحـدد.

غـيـر مـحـدد $= \frac{a+bI}{kI}$ ، مـن أجـل أي عـدد حـقـيـقـي k، وأي حـقـيـقـي a و b.

بـشـكـل خـاص:

$$\frac{I}{I} = \text{غـيـر مـحـدد};$$

$$\frac{7I}{I} = \text{غـيـر مـحـدد};$$

$$\frac{10I}{5I} = \text{غـيـر مـحـدد};$$

$$\frac{a+bI}{I} = \text{غـيـر مـحـدد};$$

$$\frac{a+bI}{-I} = \text{غـيـر مـحـدد}.$$

1. $\frac{a+bI}{c} = \frac{a}{c} + \frac{b}{c} \cdot I$ ، مـن أجـل $c \neq 0$.

2. $\frac{c}{a+bI} = \frac{c}{a} - \frac{bc}{a(a+b)} \cdot I$ ، من أجل $a \neq 0$ و $a \neq -b$.

3. $\frac{a+0\cdot I}{b+0\cdot I} = \frac{a}{b}$ ، من أجل $b \neq 0$) الى سم ذلك لا يمكن الحل حقيقي(.

4. $\frac{a+bI}{1} = \frac{a}{1} + \frac{b}{1} \cdot I = a + bI$.

5. $\frac{0}{a+b\cdot I} = \frac{0}{a} + \frac{a\cdot 0 - 0\cdot b}{a(a+b)} \cdot I = 0 + 0 \cdot I = 0$ ،
من أجل $a \neq 0$ و $a \neq -b$.

6. $\frac{kI}{a+bI} = \frac{k}{a+b} \cdot I$ ، من أجل أي عدد حقيقي k، و $a \neq 0$ و $a \neq -b$.

دعونا نعطي مثالا لهذه الخواص الحساب.

ما هو $(2 + 3I) \div (1 + I) =?$

نرمز:

$$\frac{2 + 3I}{1 + I} = x + yI.$$

لدينا:

$$(1 + I)(x + yI) = x + yI + xI + yI^2 \equiv 2 + 3I$$
$$x + (x + 2y)I \equiv 2 + 3I.$$

بحيث:

$$\begin{cases} x = 2 \\ x + 2y = 3 \end{cases}$$

أو $x = 2, y = 0.5$.

فإن:

$$\frac{2 + 3I}{1 + I} = 2 + 0.5I.$$

دعونا نتحقق:

$$\frac{2 + 3I}{2 + 0.5I} = x + yI.$$

من ثم:

$$(2 + 0.5I)(x + yI) \equiv 2 + 3I,$$

$$2x + (2y + 0{,}5x + 0.5y) \equiv 2 + 3I.$$

حيث:

$$\begin{cases} 2x = 2 \\ 0.5x + 2.5y = 3 \end{cases}$$

بالتالي:

$$x = 1, \qquad y = 1,$$

أو:

$$\frac{2 + 3I}{2 + 0.5I} = 1 + 1 \cdot I = 1 + I.$$

صحيح.

مثال آخر:

$$\frac{2 + 3I}{8 + 12I} = x + yI.$$

حيث:

$$\begin{cases} 8x = 2 \\ 12x + 12y + 8y = 3 \end{cases}$$

نحصل على:

$$x = \frac{2}{8} = \frac{1}{4},$$

و:

$$12\left(\frac{1}{4}\right) + 20y = 3, \quad \text{or } y = 0.$$

لذلك

$$\frac{2 + 3I}{8 + 12I} = \frac{1}{4} + 0 \cdot I = \frac{1}{4},$$

وهو صحيح كما يمكن التحقق من ذلك لأن:

$$\frac{2 + 3I}{8 + 12I} = \frac{1 \cdot (2 + 3I)}{4 \cdot (2 + 3I)} = \frac{1}{4}.$$

آلن شال غير محدد:

$$\frac{2+3I}{1-I} =?$$

$$\frac{2+3I}{1-I} = x + yI$$

$$(1-I)(x+yI) \equiv 2+3I$$

$$x + yI - xI - yI^2 \equiv 2+3I$$

أو

$$x + (y - x - y)I \equiv 2+3I$$

أو

$$x - xI \equiv 2+3I,$$

لذلك

$$x = 2 \quad \text{and} \quad -x = 3,$$

وهو أمر مستحيل.

لذلك

$$\frac{2+3I}{1-I} = \text{غير محدد}.$$

ويمكننا الحصول على الحل التالية:

$$\frac{I}{I} = ?$$

نرمز

$$\frac{I}{I} = x + yI,$$

بالتالي

$$I(x+yI) \equiv I,$$

أو

$$xI + yI^2 \equiv I,$$

أو

$$(x+y)I \equiv 1 \cdot I,$$

حيث $x + y = 1$ بحيث x و y حقيقيين غير معروفين.
نحصل على عدد لانهائي من الحلول:
$x \in \mathcal{R}$ و $y = 1 - x$.
حيث $\mathcal{R}$ هي مجموعة الأعداد الحقيقية. من بين الحلول نجد:
1, I, 2-I, etc.
لهذا السبب أنشأ مجموعة جديدة من الأرقام تسمى الأعداد المركبة حيث أن
$\frac{I}{I} =$ عدد محدد.

وشرط الجذر $n \geq 2$ لعدد حقيقي موجب هو كما يلي

دعونا أولا نحسب الجذر التربيعي:
$\sqrt{a + bI}$, ، حيث a, b حقيقيين.

لنرمز

$$\sqrt{a + bI} = x + yI,$$

حيث x و y حقيقيين غير معروفين، نرفع الطرفين إلى القوة الثانية ، نحصل على:

$$a + bI \equiv (x + yI)^2 = x^2 + 2xyI + y^2I^2 = x^2 + 2xyI + y^2I$$
$$= x^2 + (2xy + y^2)I.$$

بحيث:

$$\begin{cases} x^2 = a \\ 2xy + y^2 = b. \end{cases}$$

بالتالي:

$$\begin{cases} x = \pm\sqrt{a} \\ y^2 \pm 2\sqrt{a} \cdot y - b = 0 \end{cases}$$

ونحل المعادلة الثانية من أجل y :

$$y = \frac{\mp 2\sqrt{a} \pm \sqrt{4a+4b}}{2(1)} = \frac{\mp 2\sqrt{a} \pm 2\sqrt{a+b}}{2}$$
$$= \mp\sqrt{a} \pm \sqrt{a+b},$$

والحلول الأربعة هي:

$$(x,y) = \left(\sqrt{a}, -\sqrt{a}+\sqrt{a+b}\right), \left(\sqrt{a}, -\sqrt{a}-\sqrt{a+b}\right),$$
$$\left(-\sqrt{a}, \sqrt{a}+\sqrt{a+b}\right), \text{or} \left(-\sqrt{a}, \sqrt{a}-\sqrt{a+b}\right).$$

و لهذا:

$$\sqrt{a+bI} = \sqrt{a} + \left(-\sqrt{a}+\sqrt{a+b}\right)I,$$

أو

$$\sqrt{a} - \left(\sqrt{a}+\sqrt{a+b}\right)I,$$

أو

$$-\sqrt{a} + \left(\sqrt{a}+\sqrt{a+b}\right)I,$$

أو

$$-\sqrt{a} + \left(\sqrt{a}-\sqrt{a+b}\right)I.$$

دعونا نأخذ مما سبق ونحل المعادلات التالية:

$$\sqrt{9+7I} = ?$$

نفرض أن:

$$\sqrt{9+7I} = x + yI.$$

وبالتربيع نجد:

$$9 + 7I = x^2 + 2xyI + y^2I^2 = x^2 + (2xy + y^2)I.$$

بالمقارنة نجد

$$\begin{cases} x^2 = 9, \text{ or } x = \pm 3 \\ 2xy + y^2 = 7 \end{cases}.$$

لـنـجـد y:

$$\begin{array}{cc} x=3 & x=-3 \\ 6y+y^2=7 & -6+y^2=7 \\ y^2+6y-7=0 & y^2-6y-7=0 \\ (y+7)(y-1)=0 & (y-7)(y+1)=0 \\ y=-7/y=1 & y=7/y=-1 \\ (3,-7),(3,1) & (-3,7),(-3,-1). \end{array}$$

بـالـتـالـي $\sqrt{9+7I}=\pm 3\pm I$) أو عـة لـحـول(.

وكـ حـلـة خـاصـة يـمـكـنـنـا حـسـاب $\sqrt{I}$.

نـعـتـبـر $\sqrt{I}=x+yI$ فـثـم

$$0+1\cdot I=x^2+(2xy+y^2)\cdot I$$

نـحـتـاج لأن نـجـد x و y .

بـحـيـث $x=0$ أو $x^2=0$ ،

و $y^2=1,\text{or } y=\pm 1$ أو $2xy+y^2=1,$

ومـنـثـم $\sqrt{I}=\pm I$.

بـالـمـثـل من أجل $\sqrt[n]{I}$.

نـعـتـبـر أن $\sqrt[n]{I}=x+yI$

أو $0+1\cdot I=x^n+\left(\sum_{k=0}^{n-1}C_n^k y^{n-k}x^k\right)\cdot I$

بـحـيـث $x^n=0$ أو $x=0$ و

$$\sum_{k=0}^{n-1}C_n^k y^{n-k}x^k=1,$$

أو $y^n = 1$ ، حيث $y = \sqrt[n]{1}$ ونحصل على n في الحلول:
حل حقيقي $y = 1$ و $n - 1$ من الحلول المركبة في حالة القيام في الحلول المركبة التربيعية كجذور n من 1.

نفس الطريقة يمكن استخدامها لإيجاد الجذر $n \geq 2$ لأي عدد تربيعي.

$$\sqrt[n]{a - bI} = x + yI$$

أو

$$a + bI = (x + yI)^n$$
$$= x^n + \left(y^2 + \sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} x^k \right) \cdot I =$$
$$= x^n + \left(\sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} x^k \right) \cdot I,$$

حيث C_n^k هي التوافيق من مجموعات من k عناصر مأخوذة من مجموع n عناصر.
حيث $x = \sqrt[n]{a}$ إذا n فردي ، أو $x = \pm\sqrt[n]{a}$ إذا n زوجي،
و

$$\left(\sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} a^{\frac{k}{n}} \right) = b,$$

نحل هذا من أجل y.

عندما تكون الحلول x و y حقيقية، نحصل على الحلول التربيعية،
وعندما تكون حلول x و y مركبة، نحصل على الحلول التربيعية المركبة.

لـيكن $a + bi + cI + diI$ عـدد مـركـب بـيـتـروسـوفـيـكي ، حـيث $a, b,$ c, d أعـداد حـقـيـقـيـة. لـنـحـسـب الـجـذر الـتـربـيـعـي لـه:

$$\left(\sqrt{a + bi + cI + diI}\right)^2 = (x + yi + zI + wiI)^2$$

$$\begin{aligned} a + bi + cI + diI &= x^2 - y^2 + z^2I^2 + w^2i^2I^2 + 2xyi + 2xzI \\ &+ 2xwiI + 2yziI + 2ywi^2I + 2zwiI^2 \\ &= x^2 - y^2 + z^2I - w^2I + 2xyi + 2xzI \\ &+ 2xwiI + 2yziI - 2ywI + 2zwiI \\ &= (x^2 - y^2) + 2xyi \\ &+ (z^2 - w^2 + 2xz - 2yw)I \\ &+ (2xw + 2yz + 2zw)iI. \end{aligned}$$

ثـم نـحـصـل عـلـى نـظـام مـعـادلات غـيـر خـطـيـة مـتـغـيـرات (x, y, z, w) وأربـع مـعـادلات:

$$\begin{cases} x^2 - y^2 = a \\ 2xy = b \\ z^2 - w^2 + 2xz - 2yw = c \\ 2xw + 2yz + 2zw = d. \end{cases}$$

بـطـريـقـة أكـثـر عـمـومـيـة، يـمـكـن حـسـاب الـجـذر الـنـونـي n لـعـدد مـركـب بـيـتـروسـوفـيـكي:

$$(a + bi + cI + diI)^{\frac{1}{n}} = x + yi + zI + wiI,$$

حـيـث x, y, z, w هـي مـتـغـيـرات مـن مـجـمـوعـة الأعـداد الـحـقـيـقـيـة.

مـن خـلال الـطـريـقـة الـعـامـة لـلـجـذر الـنـونـي n، نـحـصـل عـلـى:

$$a + bi + cI + diI = (x + yi + zI + wiI)^n$$
$$= f_1(x,y) + f_2(x,y)i + f_3(x,y,w,z)I$$
$$+ f_4(x,y,w,z)iI,$$

حيث f_1, f_2, f_3, f_4 هي دوال حقيقية.

بحيث نحصل على نسق جبري غير خطي بأربع متغيرات (x, y, w, z) وأربع معادلات:

$$\begin{cases} f_1(x,y) = a \\ f_2(x,y) = b \\ f_3(x,y,w,z) = c \\ f_4(x,y,w,z) = d, \end{cases}$$

التي نحتاج إلى حلها.

بشكل مشابه يستطيع المرء حساب **الجذور التربيعية لعدد مركب**.

ليكن $a + bi$ عدد مركب، حيث $i = \sqrt{-1}$ و a, b أعداد حقيقية.

نحتاج أن $\sqrt{a + bi} = x + yi$ بحيث $(x + yi)^2 \equiv a + bi,$

حيث x و y أعداد حقيقية،

أو $x^2 + 2xyi + y^2 i^2 \equiv a + bi,$

أو $(x^2 - y^2) + (2xy)i \equiv a + bi,$

بحيث

$$\begin{cases} x^2 - y^2 = a \\ 2xy = b. \end{cases}$$

من المعادلة الأولى $x = \pm\sqrt{y^2 + a}$ يتم استبدالها في المعادلة الثانية:

$$\pm 2y\sqrt{y^2 + a} = b. \quad \text{(RE)}$$

نرفع كلا الطرفين إلى القوة الثانية فنحصل على:

$$4y^2(y^2 + a) = b^2,$$

أو

$$4y^4 + 4ay^2 - b^2 = 0.$$

ليكن $z = y^2$. عندها $4z^2 + 4az - b^2 = 0$ ثم

$$z = \frac{-4a \pm \sqrt{16a^2 - 4 \cdot 4(-b^2)}}{2(4)} = \frac{-4a \pm \sqrt{16a^2 + 16b^2}}{8}$$
$$= \frac{-4a \pm 4\sqrt{a^2 + b^2}}{8} = \frac{-a \pm \sqrt{a^2 + b^2}}{2}.$$

ثم:

$$y = \pm\sqrt{\frac{-a \pm \sqrt{a^2 + b^2}}{2}},$$

و

$$x = \frac{b}{2y} = \frac{b}{\pm 2\sqrt{\frac{-a \pm \sqrt{a^2+b^2}}{2} \cdot \frac{2}{2}}} = \frac{\pm b}{\sqrt{2a \pm 2\sqrt{a^2 + b^2}}},$$

من أجل $y \neq 0$.

بما أن (RE)هي عبارة عن حلول إضافية ناتجة عن تربيع المعادلة، لكن مع رفض أي حل لا يحقق y

للمعادلة الأصلية، سنتحقق لاحقًا من أن الحلول التي وجدناها تحقق المعادلة الأصلية.

لأن $\sqrt{a^2 + b^2} \geq \pm a$ فإن الصيغة $\frac{-a+\sqrt{a^2+b^2}}{2} \geq 0$ لذلك فإن كل قيمة من قيم y -

التي نحصل عليها من الصيغة الأولى ستكون حقيقية.

$$y = \pm\sqrt{\frac{-a + \sqrt{a^2 + b^2}}{2}},$$

بينما $-a - \sqrt{a^2 + b^2} \leq 0$ فإن القيم التي نحصل عليها من الصيغة الثانية ستكون تخيلية إلا في حالة واحدة فقط عندما $b = 0$

حيث يؤدي إلى $y = 0$.

الحالة الخاصة $\sqrt{i} = \frac{\sqrt{2}}{2} + \frac{\sqrt{2}}{2} \cdot i$ أو $-\frac{\sqrt{2}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}i$

يمكننا أن نكتب:

$i = 0 + 1 \cdot i$ بحيث $a = 0,\ b = 1$

وفق وبهم استبدله في x و y من المعادلة السابقة.
يمكننا التحقق من النتائج:

$$\left(\frac{\sqrt{2}}{2}+\frac{\sqrt{2}}{2}\cdot i\right)^2=\frac{2}{4}+2\cdot\frac{2}{4}i+\frac{2}{4}i^2=\frac{1}{2}+i-\frac{1}{2}=i,$$

وبالمثل $\left(-\frac{\sqrt{2}}{2}-\frac{\sqrt{2}}{2}i\right)^2=i$.

لنأخذ مثالاً آخر، وفق وهو جميع الحسابات:

$$\sqrt{3-4i}=?$$

نرمز

$$\sqrt{3-4i}=x+yi.$$

ثم

$$3-4i\equiv(x+yi)^2=(x^2-y^2)+(2xy)i.$$

بحيث $\begin{cases}x^2-y^2=3\\ 2xy=-4.\end{cases}$

حل هذه المعادلة.

من المعادلة الثانية، $y=\frac{-2}{x}$، وسنستبدل y في الأولى:

$$x^2-\left(\frac{-2}{x}\right)^2=3,$$

أو

$$x^2-\frac{4}{x^2}-3=0,$$

أو

$$x^4-3x^2-4=0,$$

أو

$$(x^2-4)(x^2+1)=0,$$

ب حيث

$$x^2 - 4 = 0,$$

أو

$$x = \pm 2.$$

ا ه د عـ

$$y = \frac{-2}{x} = \frac{-2}{\pm 2} = \mp 1.$$

لـ الـحـل:

$$\sqrt{3 - 4i} = \pm(2 - i).$$

لـلـحـقـق مـن الـنـتـيـجـة:

$$[\pm(2 - 1)]^2 = 4 - 4i + i^2 = 3 - 4i.$$

بـ شـكـل مـمـكـن حـل لـلـمـعـادلـة الـتـي نـحـصـل عـلـيـهـا إذا أخـذنـا الـحـل الـسـالـب لـ x و y ، لأن:

$$x^2 + 1 = 0 \quad \rightarrow \quad x = \pm\sqrt{-1} = \pm i,$$

واسـتـبـدال هـذه الـقـيـمـة فـي الـتـعـويـض $y = \frac{-2}{x}$ فـنـحـصـل:

$$y = \frac{-2}{\pm i} = \frac{-2}{\pm i} \cdot \frac{i}{i} = \frac{-2i}{\pm i^2} = \frac{-2i}{\mp i} = \pm 2i.$$

ا ه د عـ

$$\sqrt{3 - 4i} = x + yi = \pm i \pm 2i \cdot i = \pm i \pm 2(-1) = \mp 2 \pm i$$
$$= \pm(2 - i).$$

واحـيـانـا مـمـا هـذا الـنـوع مـن الـحـلـول يـحـتـاج إلـى **طـريـقـة لـلـجـذر n لأي عـدد مـركـب**:

$$\sqrt[n]{a + bi} = ?$$

نـرمـز لـلـمـثـال بـ:

$$\sqrt[n]{a + bi} = x + yi,$$

ثم

$$a+bi \equiv (x+yi)^n = (yi+x)^n$$
$$= \sum_{k=0}^{\left[\frac{n}{2}\right]} C_n^{2k} y^{2k} i^{2k} x^{n-2k}$$
$$+ \sum_{k=0}^{\left[\frac{n-1}{2}\right]} C_n^{2k+1} y^{2k+1} i^{2k+1} x^{n-2k-1},$$

و x ين يغ متب n ة جر دلان من خطي رغ ير يجر ق سن ىلى عرمل لصحي
y، وع دلي ن:

$$\begin{cases} \sum_{k=0}^{\left[\frac{n}{2}\right]} C_n^{2k} y^{2k} (-1)^k x^{n-2k} = a \\ \sum_{k=0}^{\left[\frac{n-1}{2}\right]} C_n^{2k+1} y^{2k+1} (-1)^k x^{n-2k-1} = b \end{cases}$$

الي ي كم ن حل ها خ دام ن ر جا ب ها خ تا ساب ل حل ة ي ي ت ي ر تو ي ب ك.

ك ة ال حا خ ة ص ل، ب س ج ال ب ال ذ ج ال ك ع ي ي ك ر م ب دد ع ل ي ي ك:

$$\sqrt[3]{a+bi} = ?$$

ا ه د ع

$$\sqrt[3]{a+bi} = x+yi,$$

أو

$$a+bi \equiv (x+yi)^3 = x^3 + 3x^2yi + 3xy^2i^2 + y^3i^3$$
$$= (x^3 - 3xy^2) + (3x^2y - y^3)^i,$$

ب حيث

$$\begin{cases} x^3 - 3xy^2 = a \\ 3x^2y - y^3 = b \end{cases}$$

وحل من أجل x و y .

من المعادلة الأولى:

$$y = \pm\sqrt{\frac{x^3 - a}{3x}}.$$

بتبدل هذا التعويض في المعادلة الثانية:

$$\pm 3x^2\sqrt{\frac{x^3 - a}{3x}} \mp \left(\sqrt{\frac{x^3 - a}{3a}}\right)^3 - b = 0$$

وحل هذه المعادلة من أجل x باستخدام آلة حاسبة ثم أوجد y من التعويض أعلاه.

على سبيل المثال: $\sqrt[3]{i} = -i.$

تمرينات لحدود المركبة أولا حقيقية ثانيا ومركبة وفي كلتا الحالتين:

لتكن $P(x)$ حدودية تكون معاملاتها على الأقل واحد من هذه الحدوديات I هي أعداد مركبة **تمرينات حدوديات وفي كلتا الحالتين.**

بالمثل تكون لدينا **تمرينات حدوديات حقيقية ومركبة وفي كلتا الحالتين** إذا كانت معاملاتها أعدادا حقيقية **تمرينات ومركبة وفي كلتا الحالتين** إذا كانت معاملاتها أعداد مركبة **تمرينات ومركبة وفي كلتا الحالتين.**

مثال: $P(x) = x^2 + (2 - I)x - 5 + 3I$

و لتغيير حدود حقيقية تيتروس في الكي بين ما

$$Q(x) = 3x^3 + (1 + 6i)x^2 + 5Ix - 4iI$$

و لتغيير حدود مركب تيتروس في الكي.

من لتغيرات الحدود ، نتوصل إلى حل مع ادلاة لتغيير لحدود لمركب أو لحقيقي لنيتروس في الكي.

دعونا نظر في عادلة لتغيير لحدود لحقيقي التيتروس في الكي لتالية:

$$6x^2 + (10 - I)x + 3I = 0,$$

و حل فلق طباستخدام لصيغة لتربيعية:

$$x = \frac{-(10 - I) \pm \sqrt{(10 - I)^2 - 4(6)(3I)}}{2(6)}$$
$$= \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 20I + I^2 - 72I}}{12}$$
$$= \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 20I + I - 72I}}{12}$$
$$= \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 91I}}{12}$$

آلن، نخ ب حاجة إلى حساب $\sqrt{100 - 91I}$.

لنرمز : $\sqrt{100 - 91I} = \alpha + \beta I$ ، حيث α, β أعداد حقيقية.

نرفع كلا لطرفين إلى لقوة لثانية:

$$100 - 91I = \alpha^2 + 2\alpha\beta I + \beta^2 I^2 = \alpha^2 + 2\alpha\beta I + \beta^2 I$$
$$= \alpha^2 + (2\alpha\beta + \beta^2)I,$$

ب حيث $\begin{cases} \alpha^2 = 100 \\ 2\alpha\beta + \beta^2 = -91. \end{cases}$

بـالـتـالـي

$$\alpha = \pm\sqrt{100} = \pm 10.$$

1. إذا $\alpha = 10$ ، عـنـدهـا $2(10)\beta + \beta^2 = -91$
أو $\beta^2 + 20\beta + 91 = 0$.
بـاسـتـخـدام الـصـيـغـة الـتـربـيـعـيـة الـتـي تـعـطـى لـلـحـل الـصـحـيـح عـلـى:

$$\beta = \frac{-20 \pm \sqrt{20^2 - 4(1)91}}{2} = \frac{-20 \pm \sqrt{400 - 364}}{2} = \frac{-20 \pm 6}{2}$$
$$= \begin{cases} \frac{-20+6}{2} = -7; \\ \frac{-20-6}{2} = -13. \end{cases}$$

2. إذا $\alpha = -10$ ، عـنـدهـا $\beta^2 - 20\beta + 91 = 0$

$$\beta = \frac{20 \pm \sqrt{(-20)^2 - 4(1)91}}{2} = \frac{20 \pm \sqrt{400 - 364}}{2} = \frac{20 \pm 6}{2}$$
$$= \begin{cases} \frac{20+6}{2} = 13; \\ \frac{20-6}{2} = 7. \end{cases}$$

الـحـلـول الـتـربـيـعـة هـي:
$$(\alpha, \beta) = (10, -7), (10, -13), (-10, 13), (-10, 7).$$
نـعـود الآن لـنـوجـد x:

$$x = \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 9 + I}}{12}.$$

لـذلـك، وجـدنـا سـابـقـاً أن
$$\sqrt{100 - 91I} = 10 - 7I$$

أو $7I-10+$ ،أو $13I-10$ ، أو $13I+10-$.

بما أن الحلين هما أعداد الجذر ، $7i-10$ و $7I+10-$ أحصل على قيم
ل- x بالمثل ، $13I-10$ و $13I+10-$.

$$x_{1,2}=\frac{-10+I\pm(10-7I)}{12}$$
$$=\begin{cases}\frac{-10+I+10-7I}{12}=\frac{-6I}{12}=-\frac{1}{2}I;\\ \frac{-10+I-10+7I}{12}=\frac{-20+8I}{12}=-\frac{5}{3}+\frac{2}{3}I;\end{cases}$$
$$x_{1,2}=\frac{-10+I\pm(10-13I)}{12}$$
$$=\begin{cases}\frac{-10+I+10-13I}{12}=\frac{-12I}{12}=-I;\\ \frac{-10+I-10+13I}{12}=\frac{-20+14I}{12}=-\frac{10}{6}+\frac{7}{6}I.\end{cases}$$

حصلنا على أربع حلول مركبة في
$$\left\{-\frac{1}{2}I,-\frac{5}{3}+\frac{2}{3}I,-I,-\frac{10}{6}+\frac{7}{6}I\right\}$$
من أجل الحدود التي تحتوي مركبة في من الدرجة 2 .
العوامل المركبة في الأولى:

$$P(x)=6x^2+(10-I)x+3I=6\left[x-\left(-\frac{1}{2}I\right)\right]\cdot\left[x-\left(-\frac{5}{3}+\frac{2}{3}I\right)\right]=6\left(x+\frac{1}{2}I\right)\left(x+\frac{10}{6}-\frac{7}{5}I\right).$$

العوامل المركبة في الثانية:

$$P(x) = 6x^2 + (10 - I)x + 3I = 6[x - (-I)] \cdot \left[x - \left(-\frac{10}{6} + \frac{7}{6}I\right)\right]$$
$$= 6\left(x + \frac{1}{2}I\right)\left(x + \frac{10}{6} - \frac{7}{5}I\right).$$

بـشـكـل مـخـتـلـف عـن "الـحـالـة الـحـقـيـقـيـة" ذو مـعـامـلات مـركـبـة أو حـقـيـقـيـة، **لـكـثـيـرات الـحـدود الـتـي تـحـتـوي عـلـى مـعـامـلات مـزدوجـة عـوامـلـهـا مـزدوجـة!**

إذا تـحـقـقـنـا مـن أن كـل حـل، نـحـصـل عـلـى:

$$P(x_1) = P(x_2) = P(x_3) = P(x_4) = 0.$$

لـنـحـسـب:

$$P(x_4) = P\left(\frac{-10}{6} + \frac{7}{6}I\right)$$
$$= 6 \cdot \left(\frac{-10}{6} + \frac{7}{6}I\right)^2 + (10 - I)\left(\frac{-10}{6} + \frac{7}{6}I\right) + 3I$$
$$= 6\left(\frac{100}{36} - \frac{140}{36}I + \frac{49}{36}I^2\right) + \left(\frac{-100}{6}\right) + \frac{70}{6}I$$
$$+ \frac{10I}{6} - \frac{7}{6}I^2 + 3I$$
$$= \frac{100}{6} - \frac{140 \cdot I}{6} + \frac{49 \cdot I}{6} - \frac{100}{6} + \frac{70 \cdot I}{6} + \frac{10 \cdot I}{6}$$
$$- \frac{7 \cdot I}{6} + \frac{18I}{6}$$
$$= \frac{-140I + 49I + 70I + 10I - 7I + 18I}{6} = \frac{0 \cdot I}{6}$$
$$= \frac{0}{6} = 0.$$

إجـراء آخـر لـعـوامـل عـادلـة الـحـالـة الـحـقـيـقـيـة الـتـي تـسـتـخـدم فـي الـحـالـة الـتـالـي. لـيـكـن لـديـنـا:

$$P(x) = (A + B \cdot I)x^2 + (C + D \cdot I)x + (E + F \cdot I) = 0.$$

بفرض أن $x_1 = a_1 + b_1 I$ و $x_2 = a_2 + b_2 I$ حلان حقيقيان ينتروس فيائيان من $P(x) = 0$.
عدد ها:

$$P(x) = (A + B \cdot I)[x - (a_1 + b_1 I)] \cdot [x - (a_2 + b_2 I)]$$
$$\equiv (A + B \cdot I)x^2 + (C + D \cdot I)x$$
$$+ (E + F \cdot I).$$

نضرب في كل جل ب ألي من الثنائي ات من حدد المعاملات التيتروس فيائية ، ونحل ها من أجل a_1, b_1, a_2 و b_2.

مشاكل البحث:

1. بشكل عام، كم عدد الحلول التيتروس فيائية لدى معادلة تفاضلية الحدود الحقيقي التيتروس فيائي من الدرجة $n \geq 1$؟
   حتى الآن، علم أن المعادلة من الدرجة 1 أي سلها أي حل في حال السمة التيتروس فيائية غير محددة (أو حل واحد في حال السمة التيتروس فيائية معينة شكل محدد).
2. كم عدد عوامل التحاضف الممكنة، مع عوامل من الدرجة الأولى، من أجل تفاضلية حدود حقيقي تيتروس فيائي من الدرجة n؟
   حصلنا على عامين تحاضف ين لتفاضلية حدود معين من الدرجة 2.
3. أي عة مشاكل تشابهة لمعادلات تفاضلية الحدود المركب التيتروس فيائي و تفاضلات الحدود المركبة التيتروس فيائية من الدرجة $n \geq 1$.

الأعداد العشوائية النيتروسوفيكية

يمكن أيضاً توليد **أعداد عشوائية نيتروسوفيكية** باستخدام مجموعة من المجموعات بدلاً من الأعداد الكلاسيكية. على سبيل المثال، بفرض أن لدينا 100 كرة تم كتابة الفترة [a,b] على كل كرة ، حيث

$$a, b \in \{1, 2, 3, \dots, 100\}$$

و $a \le b$.

عندما $a = b$ نحصل على عدد كلاسيكي $[a, a] = a$ مبيناً من أجل $a < b$ نحصل على مجموعة $[a, b]$.

ثم يقوم شخص باستخراج كرة بشكل عشوائي، ويسجل الفترة ثم يعيدها مرة أخرى إلى المجموعة. وهكذا فنحصل على متتالية عشوائية من الفترات بدلاً من متتالية عشوائية من الأعداد الكلاسيكية.

مثال محلول على المتغيرات الوصفية

ليكن لدينا المشاهدات الآتية:

$$6, [2, 5], 30, [18, 24].$$

المشاهدات التي على شكل مجال غير واضحة ، أي $[2, 5]$ تعني عددًا في هذه الفترة لكننا لا نعرف أي واحد ؛ فمثلًا من أجل $[18, 24]$ لذلك يمكننا تحديد من الحالات.

من أجل التوحيد، يمكننا كتابة جميع المشاهدات على شكل فترات:

$$[6, 6], [2, 5], [30, 30], [18, 24].$$

يمكن أن تكون كل مشاهدة مجموعة جزئية، ولهذا السبب من الضرورة عدد السلسلة للفترة (مغلقة مفتوحة، مغلقة مغلقة، مفتوحة مفتوحة).

حساب **الوسيط**:

$$\frac{[2,5]+[30,30]}{2} = \frac{[2+30, 5+30]}{2} = \frac{[32,35]}{2} = \left[\frac{32}{2}, \frac{35}{2}\right]$$
$$= [16, 17.5].$$

إذاً الوسيط هو عددين 16 و 17.5 .

حساب **المتوسط**:

$$\frac{[6,6]+[2,5]+[30,30]+[18,24]}{4}$$
$$= \frac{[6+2+30+18, 6+5+30+24]}{4}$$
$$= \frac{[56,65]}{4} = \left[\frac{56}{4}, \frac{65}{4}\right] = [14, 16.25].$$

إذاً المتوسط هو عددين 14 و 16.25 .

حساب **الانحرافات وتبايعها**:

a. $[6,6]-[14,16.2]=[6-16.2,6-14]=[10.2,-8];$
$[10.2,-8]^2=[-10.2,-8]\cdot[-10.2,-8]$
$=[(-8)(-8),(-10.2)\cdot(-10.2)]$
$=[64,104.04].$

b. $[2,5]-[14,16.25]=[2-16.25,5-14]=$
$[-14.25,-9];$
$[-14.25\ -9]^2=[(-9)^2,(-14.25)^2]=[81,203.0625];$

c. $[30,30]-[14,16.2]=[30-16.2,30-14]=$
$[13.8,16];$
$[13.8,16]^2=[13.8^2,16^2]=[190.44,256];$

d. $[18,24]-[14,16.2]=[18-16.2,24-14]=$
$[1.8,10];$
$[1.2,10]^2=[1.8^2,10^2]=[3.24,100].$

حساب **الانحراف المعياري**:

$$\sqrt{\frac{[64,104.04]+[81,203.0625]+[190.44,256]+[3.24,100]}{4}}$$

$$=$$

$$=\sqrt{\left[\frac{64+81+190.44+3.24}{4},\frac{104.04+203.0625+256+100}{4}\right]}=$$

$$=\sqrt{[84.67,165.775625}=$$

$$\left[\sqrt{84.67},\sqrt{165.775625}\right]\simeq[9.20163,12.8754].$$

التحليل الإحصائي لعينة

لنفترض أن لدينا البيانات التالية:

17, 12, 5, 8, 9,

بالتأكيد أحدها خاطئ، لكن لا نعلم أي واحد. ماذا يؤثر على بقية البيانات؟

لنرتب أولاً هذه البيانات لكي نتمكن من حساب الوسيط:

5, 8, 9, 12, 17

ثم نرسم الجدول التالي.

Sample Number	Wrong Observations	Correct Observations	Median	Mean	Deviations	Squared Deviations	Standard Deviation
1		8 9 12 17			−3.5 −2.5 0.5 5.5	12.25 6.25 0.25 30.25	
	5		10.5	11.5			3.5
2		5 9 12 17			−5.75 −1.75 1.25 6,25	33.0625 3.0625 1.5625 39.0625	
	8		10.5	10.75			4.38035
3		5 8 12 17			−5.5 −2.5 1,5 6,5	30.25 6.25 2.25 42.25	
	9		10.0	10.5			4.5
4		5 8 9 17			−4.75 −1,75 −0,75 7,25	22.5625 3.0625 0.5625 52.5625	
	12		8.5	9.75			4.43706
5		5 8 9 12			−3,5 −0,5 0,5 3,5	12.25 0.25 0.25 12.25	
	17		8.5	8.5			2.5

نلاحظ من الجدول السابق.

a. أسلوب فترة:

الوسيط يتم إيجاد فترة [8.5, 10.5]،
المتوسط يتم إيجاد فترة [8.5, 11.5]،
الانحراف المعياري يتم إيجاد فترة [2.5, 4.43706].

b. أسلوب المعدل:

$$\text{الوسيط} = \frac{10.5 + 10.5 + 10.0 + 8.5 + 8.5}{5} = 9.6;$$

$$\text{المتوسط} = \frac{11.5 + 10.75 + 10.5 + 9.75 + 8.5}{5} = 10.2;$$

$$\text{الانحراف المعياري} = \frac{3.5 + 4.38035 + 4.5 + 4.43706 + 2.5}{5}$$

$$\simeq 3.86348.$$

c. أسلوب معدل الوزن:

يقوم المرجحين بوزن كل عينة. وزن العينة يمثل فرصة أن تكون العينة المرجحة هي العينة الصحيحة عند جمع المشاهدات الخاطئة.
بشكل عام، الأوزان $w_1, w_2, \ldots, w_n \in [0, 1]$ بحيث:

$$w_1 + w_2 + \cdots + w_n = 1.$$

في حالة عدم إيجاد أوزان العينة من المرجحين، نفترض عينة عشوائية
فإن مجموع الأوزان يساوي 1 ، المشاهدات هي $a_1 + a_2 + \cdots + a_n$
فإن معدل الوزن هو:

$$\frac{w_1 a_1 + w_2 a_2 + \cdots + w_n a_n}{w_1 + w_2 + \cdots + w_n}.$$

في هذا المثال، إذا $w_1 = 0.4, w_2 = 0.1, w_3 = 0.3, w_4 = 0.2, w_5 = 0.7$ عرفنا:

الوسط الحسابي المرجح

$$= \frac{0.4(10.5) + 0.1(10.5) + 0.3(10.0) + 0.2(8.5) + 0.7(8.5)}{0.4 + 0.1 + 0.3 + 0.2 + 0.7}$$

$$\simeq 9.35294;$$

المتوسط المرجح

$$= \frac{0.4(11.5) + 0.1(10.75) + 0.3(10.5) + 0.2(9.75) + 0.7(8.5)}{0.4 + 0.1 + 0.3 + 0.2 + 0.7}$$

$$\simeq 9.83824$$

الانحراف المعياري المرجح

$$= \frac{0.4(3.5) + 0.1(4.38035) + 0.3(4.5) + 0.2(4.43706) + 0.7(2.5)}{0.4 + 0.1 + 0.3 + 0.2 + 0.7}$$

$$\simeq 3.42673.$$

وفقًا لأوزان العينة، فالفرصة أكبر أن تكون العينة الصحيحة هي الخامسة.

لذلك، ستميل المقاييس الحصينة المجمعة لجميع العينات إلى الاقتراب من المقاييس الحصينة للعينة الخامسة.

يمكن تعميم هذا الحساب على n من المشاهدات، حيث k مشاهدة من بينها خاطئة، حيث $n \geq 2$ و $1 \leq k \leq n - 1$.

باستخدام برنامج كمبيوتر، يدرس أحد مهندسي الجودة C_n^{n-k} من العينات التي تتكون كل منها من k من المشاهدات الخاطئة، حيث C_n^{n-k} تمثل عدد طرق اختيار n عناصر من $n-k$ عنصر. كل عينة تحتوي على $n-k$. من أجل كل عينة مأخوذة من مجموعة من n عنصر، يحسب المهندس الوسيط، المتوسط، الانحرافات، الانحرافات المعيارية، وأطوال المجالات المعيارية، إلخ. هناك أيضا طرق أخرى يمكن استخدامها لحل هذه المسألة التي يمكن أن تدرس في الكلية.

ثم نجمع نتائج C_n^{n-k} التي استخدام أسلوب بلفنترة أو أسلوب المعدل أو أسلوب المعدل الموزون أو إجراءات أخرى قد صممها الباحثون على المسألة.

التوزيع الحدي الحين لابيرامتري وفي كي

تستعرض توزيعات وفي كي لابيرامتري أو الذي يعرف أيضاً. الذي يعني أن هناك بعض الاختبارات الحدية التي تتعلق بالتجربة الاحتمالية.

نفترض أن كل تجربة يمكن أن تؤدي إلى نتيجة من نوعين قبل النجاح S(، أو نتيجة من نوعين قبل الفشل F(، أو بعض الاختبارات الحدية I(.

على سبيل المثال: رمي قطعة نقدية على سطح غير مستوٍ وشوق يمكن أن تسقط العملة داخل شق على غلافها، بينما الذي لا يحصل المرء على رأس صورة(الكتابة، نحصل على اختبار حدي.

نجري عددًا ثابتًا من الاختبارات المستقلة غير المتغيرة)التي تسمى تجارب برنولي(بحيث تكون نتائج كل تجارب برنولي متوافقة في كل تجربة فرصة الحصول على S هي نفسها فرصة الحصول على F، أو الحصول على I.

يعرف **المتغير العشوائي الثنائي لابيرامتري وفي كي** x بأنه عدد مرات النجاح عندما نجري تجربة $n \geq 1$ مرة.

ويسمى أيضاً التوزيع الاحتمالي لابيرامتري وفي كي لـ x التوزيع الاحتمالي الثنائي لابيرامتري وفي كي.

من أجل n تجربة، لابد من المهم الطريقة التي يعرف من خلالها الاختبار.

أولاً، من الواضح أن الحصول على الاختبار في كل تجربة يعني الاختبار لمجموعة كاملة من تجارب برنولي n بشرط، عدم الحصول على الاختبار في أية تجربة يعني لا يود الاختبار لمجموعة كاملة من تجارب برنولي n.

لكن ماذا عن الحصول على الاختبار في بعض تجارب، والاختبار)أي النجاح أو الفشل(في تجارب أخرى؟

هذه مجموعة من التجارب n غير المحددة جزئيًا والمحددة جزئيًا على عدد من المتغيرات التي تحتاج إلى حل على وجه التحديد من ظروف المسألة.

يمكن تعريف عتبة الاحتمال:

th = عدد التجارب التي تحتاج إلى الاحتمال.

حيث $th \in \{0, 1, 2, \dots, n\}$

إذا كان th > العتبة تشير إلى الحاجة إلى جزء غير محدد من أجل

$th \leq$ العتبة فإن الاستنتاج يشير إلى الجزء المحدد.

ليكن $P(S)$ = احتمال نجاح التجربة معينة،

و $P(F)$ = احتمال الفشل في التجربة معينة حيث كل من S و F مختلف

عن الاحتمال.

ليكن $P(I)$ = احتمال في التجربة معينة.

من أجل $x \in \{0, 1, 2, \dots, n\}$

NP (n التجارب يمكن أن تحتوي على x نجاح) = (T_x, I_x, F_x)

مع:

$$T_x = \frac{n!}{x!\,(n-x)!} \cdot P(S)^x \cdot \sum_{k=0}^{th} C_{n-x}^{k} P(I)^k P(F)^{n-x-k}$$

$$= \frac{n!}{x!\,(n-x)!} \cdot P(S)^x \cdot \sum_{k=0}^{th} \frac{(n-x)!}{(n-x-k)!} P(I)^k P(F)^{n-x-k}$$

$$= \frac{n!}{x!} \cdot P(S)^x \cdot \sum_{k=0}^{th} \frac{P(I)^k P(F)^{n-x-k}}{k!\,(n-x-k)!}.$$

بالمثل:

$$F_x = \sum_{\substack{y=0 \\ y\neq x}}^{n} T_y = \sum_{\substack{y=0 \\ y\neq x}}^{n} \frac{n!}{y!} \cdot P(S)^y \cdot \left[\sum_{k=0}^{th} \frac{P(I)^k \cdot P(F)^{n-y-k}}{k!\,(n-y-k)!}\right],$$

و:

$$\begin{aligned} I_x = \sum_{z=th+1}^{n} & \frac{n!}{z!\,(n-z)!} \cdot P(I)^z \\ & \cdot \left[\sum_{k=0}^{n-z} \mathrm{C}_{n-z}^{k} P(S)^k \cdot P(F)^{n-z-k}\right] \\ & = \sum_{z=th+1}^{n} \frac{n!}{z!\,(n-z)!} \cdot P(I)^z \\ & \cdot \left[\sum_{k=0}^{n-z} \frac{(n-z)!}{k!\,(n-z-k)!} P(S)^k \cdot P(F)^{n-z-k}\right] \\ & = \sum_{z=th+1}^{n} \frac{n!}{z!} \cdot P(I)^z \\ & \cdot \left[\sum_{k=0}^{n-z} \frac{P(S)^k \cdot P(F)^{n-z-k}}{k!\,(n-z-k)!}\right], \end{aligned}$$

حيث C_u^v تعني توافيق من u عنصر مأخوذة من مجموعات من v عنصر:

$$\mathrm{C}_u^v = \frac{u!}{v!\,(u-v)!}$$

وأيضاً $u!$ هي u عاملي ، $u! = 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \ldots \cdot u$

أيضاً:

T_x = فرص الفوز لناجح x، و $n-x$ هي فرص الفشل والاتحادات التي يكون بها عدد الاتحادات أقل أو يساوي عتبة الاتحاد.

F_x = فرص الفوز لناجح y، مع $y \neq x$ و $n-y$ هي فرص الفشل والاتحادات التي يكون بها عدد الاتحادات أقل أو يساوي عتبة الاتحاد.

و I_x = فرص الاتحاد z، حيث z أكبر تماماً من عتبة الاتحاد.

$$T_x + I_x + F_x = (P(S) + P(I) + P(F))^n.$$

في أقل بالتطبيقات:

$$P(S) + P(I) + P(F) = 1,$$

وهذا الحل تدعى **الاتحاد التام**.

لكن من أجل **الاتحاد الغير التام** يوجد فاكم على وما تفقودة في يكون:

$$0 \leq P(S) + P(I) + P(F) < 1.$$

بينما في **الاتحاد التام التفاضل** (الذي فيه على وما تتفاضة في يكون:

$$1 < P(S) + P(I) + P(F) \leq 3.$$

مثال:

من بين الساعات المباعة في متجر، 80٪ هي الماشة عرض رقمية و10٪ شاشة عرض تناظرية. فاك عدد من الساعات المباعة التي لا يملك صاحب المتجر أي دليل حول نوع شاشة عرضها، يسأل مساعده عنهم. دون معرفة قرارات المبيعات السابقة، فإن أفضل تخمين لنوع غير المعروف من الساعات هو 20٪.

لي كن لين ا تم غير غ ر غ ن وذ ج ي ن ت روس ف ي ك ي:
x = ع دد لس اع ات ال ت ي ل ه ا ش اش ة ع رض ت ن اظ ري ة م ن ي ن ر لس اع ات ل خ م س ة ال م ش ت ر ات ل ك ال ي ة.
ل ذ ل ك:

$$P(F) = P(\text{ع رض ق م ي}) = 0.8,$$
$$P(S) = P(\text{ع رض ت ن اظ ري}) = 0.1,$$
$$P(I) = P(\text{د ح ي ل لا ت}) = 0.2.$$

ل ق د ح ص ل ن ا ع ل ى ا ت م ا ل ي ن ت روس ف ي ك ي ت ن ق ض لأ ن ا ل م ج ن ا ت ن ت ي م ن م ص ا در ت ت ل خ ف ق ن وق ه ش ك ل ت ن ق ض ل ن ا ل م ق ت ر ح ة ف ي ر ات ل م ج ر وم س اع ده لأ ن ه

$$0.8 + 0.1 + 0.2 = 1.1 > 1.$$

ل ذ ا ت ن و ي ع ن ا ن ت روس ف ي ك ي ن ف ت ر ض أ ن ع ب ة ال لا ت ح ي د ه ي 2.
ن ع ر ف ا ل ت غ ي ر ا ل ع ش و ا ئ ي X ك ا ل ت ا ل ي:
x = ع دد لس اع ات ال ت ي ل ه ا ش اش ة ع رض ت ن اظ ري ة م ن ي ن ر لس اع ات ال خ م س ة ال ت ا ل ي ة ال ت ي س ي ت م ش ر ا ؤ ه ا .

$$T_x = \frac{5!}{x!}(0.1)^x \cdot \sum_{k=0}^{2} \frac{(0.2)^k (0.8)^{5-x-k}}{k!\,(5-x-k)!},$$

ح ي ث: $x = 0, 1, 2, 3, 4, 5.$

ف ر ص ة أ ن ت ك ون س اع ا ن ت ن اظ ري ة، أ ي أ ن $x = 2$ ه ي:

$$T_2 = \frac{5!}{2!}(0.1)^2 \cdot \left[\frac{(0.2)^0 \cdot (0.8)^3}{0!\,3!} + \frac{(0.2)^1 (0.8)^2}{1!\,2!} + \frac{(0.2)^2 (0.8)^1}{2!\,1!}\right] = 0.0992.$$

$$I_2 = \sum_{z=2+1}^{5} \frac{5!}{z!} \cdot (0.2)^z \cdot \left[\sum_{k=0}^{5-z} \frac{(0.1)^k (0.8)^{5-z-k}}{k!\,(5-z-k)!} \right]$$

$$= \frac{5!}{3!}(0.2)^3 \cdot \left[\sum_{k=0}^{2} \frac{(0.1)^k (0.8)^{2-k}}{k!\,(2-k)!} \right] (forz = 3)$$

$$+ \frac{5!}{4!}(0.2)^4 \cdot \left[\sum_{k=0}^{1} \frac{(0.1)^k (0.8)^{1-k}}{k!\,(1-k)!} \right] (forz = 4) +$$

$$\frac{5!}{5!}(0.2)^5 \cdot \left[\sum_{k=0}^{0} \frac{(0.1)^k (0.8)^{1-k}}{k!\,(-k)!} \right] (forz = 5)$$

$$= 20 \cdot (0.2)^3 \cdot \left[\frac{(0.1)^0 (0.8)^2}{0!\,2!} + \frac{(0.1)^1 (0.8)^1}{1!\,1!} + \frac{(0.1)^2 (0.8)^0}{2!\,0!} \right]$$

$$+ 5 \cdot (0.2)^4 \cdot \left[\frac{(0.1)^0 (0.8)^1}{0!\,1!} + \frac{(0.1)^1 (0.8)^0}{1!\,0!} \right]$$

$$+ 1 \cdot (0.2)^5 \cdot \left[\frac{(0.1)^0 (0.8)^0}{0!\,0!} \right] = 0.07232.$$

يـ ابـ سـ حـ نـ كـ مـ يـ I_2 سـ وـ هـ وـ لـ ةـ هـ دـ لاً مـ نـ تـ اـ خـ دـ اـ مـ صـ يـ غـ هـ فـ تـ يـ ةـ عـ لـ ى اـ لـ تـ وـ اـ لـ ي:

$$F_2 = (P(S) + P(I) + P(F))^5 - T_2 - I_2$$

$$= (0.1 + 0.2 + 0.8)^5 - 0.0992 - 0.07232$$

$$= 1.43899.$$

إذا قـ ارـ نـ ا بـ مـ عـ لـ وـ مـ ا تـ اـ لـ مـ عـ لـ وـ مـ ا تـ اـ لـ مـ تـ وـ قـ عـ ة

$$(T_2, I_2, F_2) = (0.0992, 0.07232, 1.43899)$$

عـ نـ طـ رـ يـ قـ سـ مـ ةـ كـ لـ مـ ةـ مـ نـ مـ كـ وـ نـ اـ تـ اـ لـ مـ تـ وـ قـ عـ ة عـ لـ ى اـ لـ مـ جـ مـ وـ عـ اـ لـ كـ لـ ي

$$0.0992 + 0.07232 + 1.43899 = 1.61051,$$

نحصل على:

$$(T_2, I_2, F_2) = (0.061595, 0.044905, 0.893500).$$

بالنسبة إلى الحالات غير التامة والمتناقضة، لا يمكن إذاقة الطعم في البداية أو في النهاية فسوف نحصل على نفس النتيجة.

*

ملاحظة:

بما أن المكون الثالث في فرضية الملاحيد (أضيف إلى التوزيع الثنائي) فإن التوزيع الثنائي يتبسط في الوقائع جمع توزيع ثلاثي الحدود السيكي:

$$(p_1 + i + p_2)^n$$

حيث p_1 و p_2 هي احتمالات وقوع الحدثين المتنافيين (E_1 و E_2) على التوالي في حين أن «i» هو فرضية الحصول على الملاحيد.

نرمز إلى $A(\alpha, \beta, \gamma)$ احتمال الحصول على α أحداث E_1، β أحداث لا تحيد و γ أحداث E_2، حيث $0 \leq \alpha, \beta, \gamma \leq n$ و $\alpha + \beta + \gamma = n$، الناتج قانون ذات الحدين المتناقلة.

بالطبع، كما هو الحال في التوزيع الثلاثي السيكي، لدينا:

$$A(\alpha, \beta, \gamma) = \frac{n!}{\alpha!\,\beta!\,\gamma!} \cdot p_1^{\alpha} i^{\beta} p_2^{\gamma}$$

مع $n = \alpha + \beta + \gamma$.

نحن بحاجة إلى تحيد ما يمكن أن يكون الملاحيد في n تجربة. ليكن th عبارة الملاحيد. من أجل $th + 1$ أو أكثر من الملاحيد فإن احتمالها غير محددة، في الحالات الأخرى لدينا التحيد.

$x \in \{0, 1, 2, \dots, n\}$, لجأ من اه دع

NP (اماممتE ثادحأ x, ةبجتn نيبنم(=(T_x, I_x, F_x),

:ثيح

$$T_x = \sum_{0 \le \beta \le th} A(x, \beta, n - x - \beta)$$

$$I_x = \sum_{\substack{th+1 \le \beta \le n \\ 0 \le \alpha \le n-th}} A(\alpha, \beta, n - \alpha - \beta)$$

$$F_x = \sum_{\substack{0 \le \alpha \le n, \ \alpha \ne x \\ 0 \le \beta \le th}} A(\alpha, \beta, n - \alpha - \beta)$$

التوزيع المتعدد الحدود الاحتمالي وتوزيع كي

تتعمم التوزيعات الثنائي الحد والتوزيع الطبيعي ثنائي المتغير إلى حالة عدد من المتغيرات r (≥ 2) تتبع توزيعاً متعدد الحدود.

نفترض أن نتائج التجربة المكررة هي

$$E_1, E_2, \dots, E_r$$

على الترتيب مع احتمالات حدوث ذلك

$$P_1, P_2, \dots, P_r$$

على التوالي، مع ثبات احتمالات حدوث i.

عدد مرات حدوث:

$$(P_1 + P_2 + \cdots + P_r + i)^n$$

من أجل n تجربة.

بشكل مشابه نرمز إلى $A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta)$ على الحصول على α_1 أحداث E_1 تماماً، α_2 أحداث E_2، ..... ، α_r أحداث E_r، β أحداث لا تحدث،

حيث $0 \le \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta \le n$

و $\alpha_1 + \alpha_2 + \cdots + \alpha_r + \beta = n,$

لكل نتائج n تجربة مستقلة، عدد هذه

$$A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta) = \frac{n!}{\alpha_1!\, \alpha_2! \dots \alpha_r!\, \beta} \cdot P_1^{\alpha_1} \cdot P_2^{\alpha_2} \cdot \dots \cdot P_r^{\alpha_r} \cdot i^{\beta}.$$

نأخذ العينة العشوائية th كعينة الحيد.
ليكن X_j متغير عشوائي يمثل عدد مرات وقوع الاحداث E_j ، من أجل أي $j \in \{1, 2, \dots, r\}$, في تجربة متعددة.

لذلك لكل تجربة متعددة الحدود.

عدد المحاولات المستقلة التي يمكن الحصول على x_1 أحداث E_1 تماماً، x_2 أحداث E_2 ، .... ، x_r أحداث E_r في تجربة n ، هو:

$$\left(T_{x_1, x_2, \dots, x_r},\ I_{x_1, x_2, \dots, x_r}, F_{x_1, x_2, \dots, x_r}\right),$$

حيث:

$$T_{x_1, x_2, \dots, x_r} = \sum_{0 \le \beta \le th} A(x_1,\ x_2, \dots, x_r, \beta)$$

$$I_{x_1, x_2, \dots, x_r} = \sum_{\substack{th+1 \le \beta \le n \\ 0 \le \alpha_j \le n-th,\ \text{for } j \in \{1,2,\dots,r\}}} A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta)$$

$$F_{x_1, x_2, \dots, x_r} = \sum_{\substack{0 \le \beta \le th \\ (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r) \in \{1,2,\dots,n\}^r \setminus (x_1, x_2, \dots, x_r)}} A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta).$$

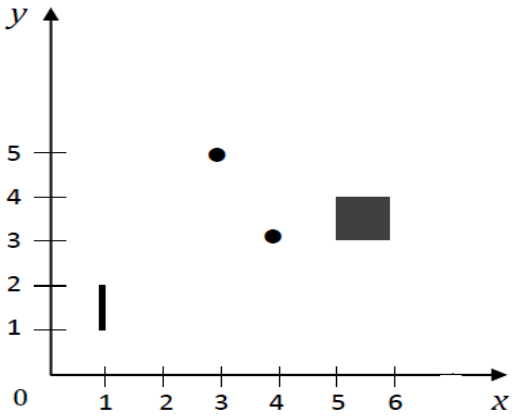
مخطط المبعثر النيتروسوفيكي

مخطط المبعثر النيتروسوفيكي هو رسم بياني لمجموعة من أزواج الإحداثيات (x, y) حيث تمثل كل نقطة بيانات على حدة.

على سبيل المثال، النقطة (3, 5) هي نقطة بيانات واحدة، بينما ([1, 2], [5, 7]) أو ([2, 4), 7) أو (-6, [0, 1]) أو ({−2, −4}, 3) هي نقاط بيانات غير دقيقة.

على سبيل المثال، لنأخذ عينة من حجم $n = 4$ كما هو موضح في جدول بيانات المراقبة التالي:

	Neutrosophic Observation			
	1	**2**	**3**	**4**
x	2	4	[5, 6]	3
y	[1, 2]	3	[3, 4]	5



مخطط المبعثر النيتروسوفيكي 2D

إلى جانب النقاط في مخطط التبعثر السابق لدى **مخططات التبعثر لنقاط في فضاء ثنائي البعد**، يمكن أن تتكون مخططات التبعثر من خطوط أو أجزاء من خطوط أو أجزاء من السطح)الأشياء الهندسية ذات الأبعاد 1 أو 2).

بشكل عام، **مخطط التبعثر لنقاط في فضاء ذي بعد** *n-1* يتكون من مجموعات متصلة ومتقطعة من النقاط والخطوط والأسطح والأشياء الهندسية ذات الأبعاد $0, 1, 2, \ldots,$ or n.

مخطط التبعثر هو مجموعة أولية من النقاط في فضاء ذي بعد معين أو مجموعة من الأشياء الهندسية ذات الأبعاد المختلفة في فضاء ذي بعد معين أو مجموعة من الأشكال المختلفة في فضاء ذي بعد معين أو مجموعة من الأشكال بأبعاد مختلفة في فضاء ذي بعد معين أو مجموعة من الأشكال بأبعاد مختلفة في فضاء ذي بعد غير محدد.

الدالة الضمنية:

$$f_N(x_1, x_2, \ldots, x_n) = 0$$

هي دالة تعتمد على المتغيرات $x_1, x_2, \ldots, x_n$ بحيث تكون الدالة مع عامل واحد غير محدد على الأقل ، أو على الأقل واحد من المتغيرات المستقلة $x_1, x_2, \ldots, x_n$ لها قيمة غير محددة أو غير معروفة.
يمكن أن يكون العامل غير المحدد أو القيمة غير المحددة مجموعة جزئية مكونة من عنصرين أو أكثر.
الرسم البياني للدالة الضمنية يشكل عامل بعد أعلى من الرسم البياني للدالة الصريحة (التي يتم إزالة المتحول منها).

على سبيل المثال، الدالة الصريحة $f(x, y) = 0$ تمثل منحنى في فضاء ثنائي البعد بينما الدالة الضمنية $f_N(x, y) = 0$ يمكن أن تمثل سطحاً.
تمثل الدالة الصريحة $f(x, y, z) = 0$ سطحاً في فضاء ثلاثي البعد بينما الدالة الضمنية $f_N(x, y, z) = 0$ يمكن أن تمثل سطح أكبر أو مجسم.

بشكل عام الدالة السيكي
$$f(x_1, x_2, \ldots, x_n) = 0$$

هو كثير حدود في d من الأبعاد، الدالة الهيبرسوفيكي
$$f_N(x_1, x_2, \ldots, x_n) = 0$$
هو كثير حدود من أكبر (أو حجم) من الأبعاد d، $d <$ عدد.

تصبح دراسة الدالة الهيبرسوفيكي أكثر صعوبة عندما يكون على سبيل المثال مع العامل الدالة أو المتغيرات المتسلسلة غير معروفة تمامًا.

يمكن توسيع معظم الصيغ إحصائية الكلاسيكية هيبرسوفيكياً من خلال استبدال العمليات على الأعداد السيكي قبل العمليات على المجموعات، كما في أدناه.

ليكن S_1 و S_2 مجموعتين من الأعداد.
عرف:

$$S_1 + S_2 = \{x_1 + x_2 | x_1 \in S_1,\ x_2 \in S_2\} \text{(إضافة مجموعة)}$$
$$S_1 - S_2 = \{x_1 - x_2 | x_1 \in S_1,\ x_2 \in S_2\} \text{(طرح مجموعة)}$$
$$S_1 \cdot S_2 = \{x_1 \cdot x_2 | x_1 \in S_1, x_2 \in S_2\} \text{(ضرب مجموعة)}$$
$$a \cdot S_1 = S_1 \cdot a = \{a \cdot x_1 | x_1 \in S_1\} \text{(الضرب العددي)}$$
$$a + S_1 = S_1 + a = \{a + x_1 | x_1 \in S_1\} \text{(إضافة مجموعة عددية)}$$
$$a - S_1 = \{a - x_1 | x_1 \in S_1\} \text{(طرح مجموعة عددية)}$$
$$S_1 - a = \{x_1 - a | x_1 \in S_1\} \text{(طرح مجموعة عددية)}$$

$$\frac{S_1}{S_2} = \left\{\frac{x_1}{x_2}\middle| x_1 \in S_1, x_2 \in S_2, x_2 \neq 0\right\}$$ (ةعومجم ميسقت)

$$S_1^n = \{x_1^n | x_1 \in S_1\}$$ (ةعومجم ةوق)

$$\frac{S_1}{a} = \left\{\frac{x_1}{a}\middle| x_1 \in S_1, a \neq 0\right\}$$ (ةيدع ةعومجم ةمس)

$$\frac{a}{S_1} = \left\{\frac{a}{x_1}\middle| x_1 \in S_1, x_1 \neq 0\right\}$$ (ةيدع ةعومجم ةمس)

$$\sqrt[n]{S_1} = \{\sqrt[n]{x_1} | x_1 \in S_1\}$$ (ةعومجمل n رذج رارشؤ)

:اهنيب لماعتلا

$$\sum_{i=1}^{m} S_i = \{\sum_{i=1}^{m} x_i \,| x_i \in S_i \text{for all} i = 1, 2, \dots, m\}.$$

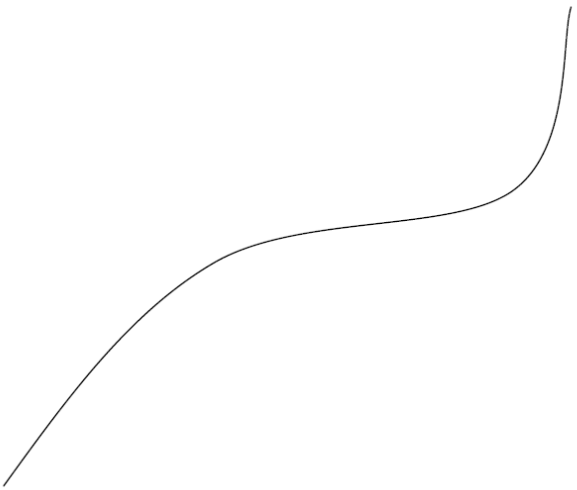
:لضلا

$$\prod_{i=1}^{m} S_i = \{\prod_{i=1}^{m} x_i \,| x_i \in S_i \text{for all} i = 1, 2, \dots, m\}.$$

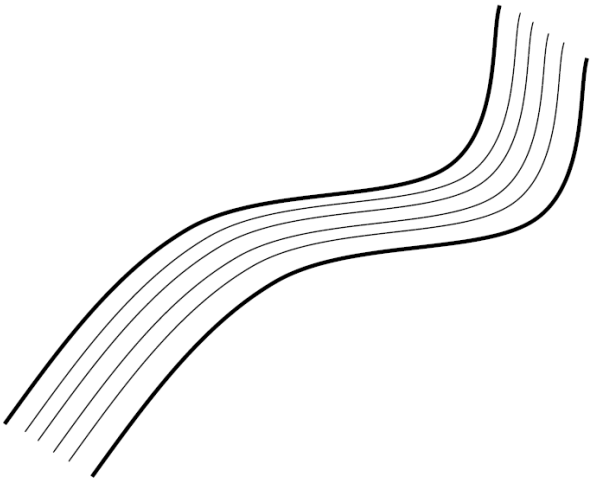
الانحدار البسيط

الانحدار البسيط هو أحد أساليب القياس الإحصائي الذي يهتم بدراسة العلاقة بين متغيرين فقط أو أحدهما يعتمد على الآخر ويتم التعبير عن هذه العلاقة بمعادلة رياضية تسمى معادلة الانحدار البسيط، وتستخدم هذه المعادلة في التنبؤ بقيمة المتغير التابع.

ويمكن توضيح الانحدار البسيط من خلال الرسم البياني التالي، على سبيل المثال:



ويسمى المتغير الذي يعتمد عليه المتغير الآخر "المتغير المستقل" أو "المتغير التفسيري"، مثل:



لأن في هذه النظرية يتم التعامل مع الانحدار الخطي والغير خطي.

كما في الحصاء الكلاسيكي، قد يكون الانحدار الخطي (إذا كان الارتباط خطيًا بين المتغيرات المتعلقة والمتغيرات المتبوعة)، أو غير خطي (إذا كان الارتباط غير خطي). هذا الانحدار الخطي من درجة الأولى وذلك لأن المتغيرات المتعلقة لا تزيد أو تنقص إلا بمقدار ثابت.

خطوط المربعات الصغرى البيانية وتوزيعاتها

خطوط المربعات الصغرى البيانية تقارب البيانات المتغيرة البيانية

$$(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$$

لمعادلة الخط المستقيم في إحصاء البيانات

$$\hat{y} = a + by$$

حيث المنحدر

$$b = \frac{\sum xy - [(\sum x)(\sum y)/n]}{\sum x^2 - [(\sum x)^2/n]}$$

والمقطع

$$a = \bar{y} - b\bar{x}$$

حيث $\bar{x}$ هو المتوسط الحسابي البيانية في x ،
و $\bar{y}$ هو المتوسط الحسابي البيانية في y.
يستخدم المربعات الصغرى لإيجاد أفضل خط مستقيم من أجل التنبؤ بقيم y من x حيث $\hat{y}$ هو المتنبأ به لـ y.
الاختلاف الوحيد عن طريقة المربعات الصغرى العادية هو أن في نظرية البيانات نتعامل مع مجموعات بدلاً من الأرقام.

لذلك في البيانات بعض قيم x أو y غير دقيقة، يتم التعبير عنها بواسطة مجموعات والنتيجة هي أن «a» أو «b» تنتج عنها مجموعات بدلاً من أرقام.

لنرى مثالاً:

Neutrosophic Observation Number	x	y	x^2	xy	y^2	Neutrosophic Predicted Value $\hat{y}_i$	Neutrosophic Residual $y_i, \hat{y}_i$
1	2	[1, 3]	4	[2, 6]	[1, 9]	(-21.3587, 18.7955)	(-17.7985, 24.3587)
2	[4, 5]	6	[16, 25]	[24, 30]	36	(-20.5014. 38.5603)	(-32.5603, 26.5014)
3	1	2	1	2	4	(-21.7871,12.2073)	(-10.2073, 23.7871)
4	(6, 7)	(10, 13)	(36, 49)	(60, 91)	(100, 169)	(-19.6443, 51.7367)	(-41.7367, 32.6443)
5	8	{14, 15}	64	{112, 120}	{196, 225}	(-18.7871, 58.325)	(-44.325, 33.7871)
6	3	5	9	15	25	(-20.93, 25.3838)	(-20.3838, 25.93)
Sum	(24, 26)	(38, 44)	(130, 152)	(215, 264)	(362, 468)		
	↑	↑	↑	↑	↑		
	$\sum x$	$\sum y$	$\sum x^2$	$\sum xy$	$\sum y^2$		

جدول عينة الهيروسوفيك

تعاونجم عم باسحاىلعالثم:

$$\sum y = [1,3] + 6 + 2 + (10,13) + 5 + \{14,15\}$$
$$= (1 + 6 + 2 + 10 + 5, 3 + 6 + 2 + 13 + 5)$$
$$+ \{14,15\} = (24,29) + \{14,15\}$$
$$= \{(24,29) + 14, (24,29) + 15\}$$
$$= \{(38,43), (39,44)\} = (38,44).$$

ثيحب:

$$b = \frac{(215,264) - [(24,26) \cdot \frac{(38,44)}{6}]}{(130,152) - [\frac{(24,26)^2}{6}]}$$
$$= \frac{(215,264) - [\frac{912,1144}{6}]}{(130,152) - [\frac{576,676}{6}]}$$
$$\simeq \frac{(215,264) - (152,191)}{(130,152) - (96,113)} = \frac{(24,112)}{(17,56)}$$
$$= \left(\frac{24}{56}, \frac{112}{17}\right) \simeq (0.42857, 6.58824).$$

بما أن

$$\bar{x} = \frac{(24,26)}{6} \simeq (4, 4.33333)$$

و

$$\bar{y} = \frac{(38, 44)}{6} = \left(\frac{38}{6}, \frac{44}{6}\right) \simeq (6.33333, 7.33333)$$

نحصل

$$a = (6.33333, 7.33333) - (0.42857, 6.58824) \cdot (4, 4.33333) = (6.33333, 7.33333) - (1.71428, 28.549) = (-22.2157, 5.61905).$$

وبالتالي فإن خط الانحدار الذي يصف العلاقة الخطية بين الفيروس في كي هو:

$$\hat{y} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824)x.$$

لنرسم بيانياً هذا الخط"، وهو في الواقع سطح ذو بعدين يسمى خطين.

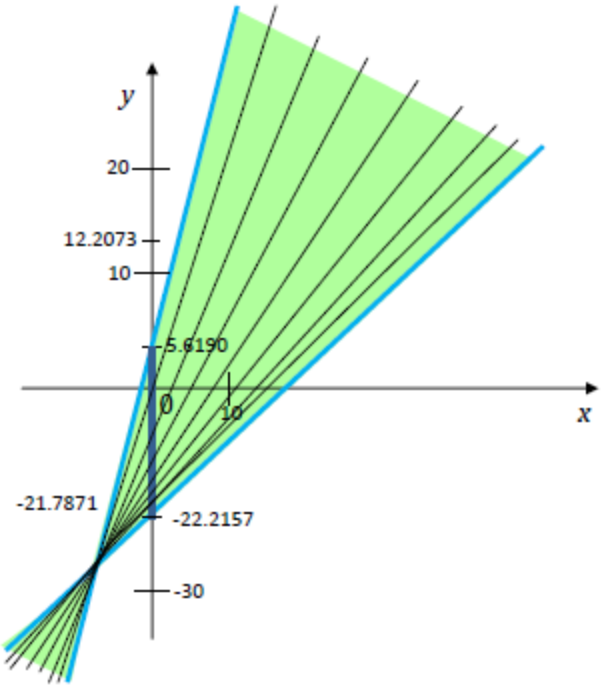
إذا $x = 0$ يكون:

$$\hat{y} = (-22.2157, \quad 5.61905)$$

إذا $x = 1$ يكون:

$$\hat{y} = (-22.2157 + 0.42857, \quad 5.61905 + 6.58824)$$
$$= (-21.7871, \quad 12.2073).$$

نرسم هذه النقاط الفيروس في كي، والتي هي في الواقع أجزاء من الخط.



يـتـمـحـسـابـالـقـيـمـالـتـوقـعـةالـهـيـفـروسـفـيـكـيـةعـلـىالـنـحـوالـتـالـي

$$\hat{y}i = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824)x_i,$$

$i = 1, 2, \dots, 6.$ من أجل

بـالـتـالـي:

$$\widehat{y_1} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 2$$
$$= (-22.2157 + 0.4285 \cdot 2, 5.61905$$
$$+ 6.58824 \cdot 2) = (-21.3587, 18.7955).$$

$$\widehat{y_2} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot [4, 5]$$
$$= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 4,$$
$$5.61905 + 6.58824 \cdot 5)$$
$$= (-20.5014, 38.5603).$$

$$\widehat{y_3} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 1$$
$$= (-22.2157 + 0.42857, 5.61905 + 6.58824 \cdot 1) = (-21.7871, 12.2073).$$
$$\widehat{y_4} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot (6, 7)$$
$$= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 6, 5.61905 + 6.58824 \cdot 7) = (-19.6443, 51.7367).$$
$$\widehat{y_5} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot (8)$$
$$= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 8, 5.61905 + 6.58824 \cdot 8) = (-18.7871, 58.325).$$
$$\widehat{y_6} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 3$$
$$= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 3, 5.61905 + 6.58824 \cdot 3) = (-20.93, 25.3838).$$

يتم حساب **الواقعين الفيتروسوفيكية** الطريقة نفسها المطبقة في الإحصاء الكلاسيكي:

$$y_1 - \widehat{y_1}, y_2 - \widehat{y_2}, \dots, y_n - \widehat{y_n}$$

حيث y_i هي القيمة الحقيقية للمتغير y، و $\widehat{y_i}$ هي القيمة المتوقعة على الخوارزمي.

الواقعي الفيتروسوفيكية هي:

$$y_1 - \widehat{y_1} = [1, 3] — [(22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 2]$$
$$= [1, 3] - (21.3587, 18.7955)$$
$$= (1 - 18.7955, 3 - (-21.3587))$$
$$= (-17.7955, 24.3587).$$
$$y_2 - \widehat{y_2} = 6 - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot [4, 5]) = 6 - (-20.5014, 38.5603)$$
$$= (-32.5603, 26.5014)$$

$$y_3 - \widehat{y_3} = 2— [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 1] = 2— (-21.7871, 12.2073) = (-10.2073, 23.7871).$$

$$y_4 - \widehat{y_4} = (10, 13) - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot (6, 7)] = (10, 13) - (-19.6443, 51.7367) = (-41.7367, 32.6443).$$

$$y_5 - \widehat{y_5} = \{14, 15\} - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 8] = \{14, 15\} - (18.7871, 58.325) = (-44.325, 33.7871).$$

$$y_6 - \widehat{y_6} = 5 - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 3] = 5 - (-20.93, 25.3838) = (-20.3838, 25.93).$$

من الجدير بالملاحظة أن كل قيمة حقيقية تتطابق أو تتضمن في فترة القيمة المتوقعة:

$$y_1 = [1, 3] \subset (-21.3587, 18.3955);$$
$$y_2 = 6 \in (-20.5014, 38.5603);$$
$$y_3 = 2 \in (-21.7871, 12.2073);$$
$$y_4 = (10, 13) \subset (-19.6643, 51.7367);$$
$$y_5 = \{14, 15\} \subset (-18.7871, 58.325);$$
$$y_6 = 5 \in (-20.93, 25.3838).$$

تحويل بيانات التوقعية:

a. فكرة أخرى لحل مثل هذه المسألة هي تحويل البيانات الفترية إلى بيانات النقطية، إما بأخذ نقطة الوسط من كل مجموعة، أو بتوسط مجموعة فرعية من النموذج {...}. أو أخذ قيمة فترية صغيرة تتمحور حول توسط كل مجموعة. أو أخذ القيم الدنيا للمجموعات الدنيا لبيانات كل فئة متعددة بشكل مرب لمرء خط

المربعات الصغرى لكل البيانات بعد ذلك يقوم بعمل متوسط النتائج، أو يأخذ في الاعتبار الفترة الزمنية / العامل النتائج.

b. أو يبحث خط المربعات الصغرى البيروسوفيكي إلى خط المربعات الصغرى لكل بيكي عن طريق استبدال متغيرات المجموعة لمعاملات «a» و «b» نقطة الوسط المقابلة لها، أو) حساب التطبيق (نقاط الخاصية أخرى من المجموعتين في نفس الوقت السابق

$$\hat{y} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot x$$

يصبح

$$\hat{y} = -8 + 3.5x,$$

حيث -8 قيمة من نقطة البيصرف $(-22.2157, 5.61905)$ ،
و 3.5 قيمة من نقطة البيصرف $(0.42857, 6.58824)$.

a. يمكن أخذ نقاط البيصرف التي يتم التوقيع عليها البيروسوفيكية والبيولوجي البيروسوفيكية، أو البيانات البيروسوفيكية التقليدية، أو مقاييس قيمة أصغر يتم تركيزها في نقاط البيصرف، أو التي يتم الإبلاغ عنها بشكل منفصل والحصول على بيانات كلاسيكية متعددة وحساب الخصائص الحصرية المطلوبة لكل منها ثم حساب متوسط النتائج.

لحساب نقاط البيصرف للتي يتم التوقيع عليها البيروسوفيكية والبيولوجي البيروسوفيكية:

رقم طرق تصفية الموجي لإشارة السونار	رقم طرق تصفية المتوسط لإشارة السونار
3.2801	-1.2816
-3.0295	9.0295
6.7899	-4.7899
-4.5462	16.0467
-5.2690	19.7690
2.7731	2.2269

معامل التحديد الجيروسوفيكي

نحسب مجموع مربعات البواقي الجيروسوفيكية، ونرمز له $NSSResid$، بالشكل الآتي:

$$NSSResid = \sum (y - \hat{y})^2 = \sum y^2 - a\sum y - b\sum xy$$

ومجموع المربعات الجيروسوفيكي الكلي، ونرمز له

$$NSSTo = \sum (y - \bar{y})^2 = \sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n}.$$

معامل التحديد الجيروسوفيكي، ونرمز له r_N^2، هو:

$$r_N^2 = 1 - \frac{NSSResid}{NSSTo},$$

ويمثل النسبة المئوية في y، عدد المرات التي تعبر العلاقة الخطية بين المتغيرات x و y.

$$\begin{aligned} NSSResid &= 3.2801^2 + (3.0295)^2 + 6.7899^2 \\ &\quad + (-4.5462)^2 + (-5.2690)^2 + (2.7731)^2 \\ &= 122.16; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} NSSTo = \sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n} &= (362,468) - \frac{(38,44)^2}{6} \\ &= (362,468) - \left(\frac{38^2}{6}, \frac{44^2}{6}\right) \\ &= (362,468) - (40.1111, 53.7778) \\ &= (362 - 53.7778, 468 - 40.1111) \\ &= (308.222, 427.889). \end{aligned}$$

بحيث

$$r_N^2 = 1 - \frac{122 \cdot 16}{(308.222, 327.889)} = 1 - \left(\frac{122 \cdot 16}{327.889}, \frac{122.16}{308.222}\right)$$
$$= 1 - (0.3726, 0.3963)$$
$$= (1 - 0.3963, 1 - 0.3726)$$
$$= (0.6037, 0.6274).$$

إذاً، يمكن تفسير ما بين 60.37٪ و62.74٪ من الاختلاف الحاصل في قيم العلامات عن قيمها على الخط المستقيم لانحدار الرتب المئينية لكل من x و y.

معامل الارتباط الرتبي لسبيرمان أو معامل الارتباط الرتبي المئيني لسبيرمان يرمز له بالرمز r_N ويستخدم معامل ارتباط سبيرمان من البيانات الكمية إلى البيانات المئينية لسبيرمان، لذلك فسوف نلجأ في الحصول على معامل الارتباط الرتبي لسبيرمان لكلتا الحالتين إلى التعامل مع مجموعات بدلاً من أزواج:

$$r_N = \frac{n\sum xy - \sum x \sum y}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2][n\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

أو

$$r_N = \frac{S_{xy}}{S_x S_y},$$

بحيث S_{xy} هو التباين المشترك المئيني لسبيرمان لكل من x و y، و S_x, S_y هي الانحرافات المعيارية لكل من المئينية لسبيرمان.

لنأخذ المثال من الجدول السابق عن المئينية لسبيرمان من الحجم 6.

$$r_N = \frac{6 \cdot (215,264) - (24,26) \cdot (38,44)}{\sqrt{6 \cdot (130,152) - (24,26)^2 \cdot [6 \cdot (362,368) - (38,44)^2]}}$$
$$= \frac{(6 \cdot 215, 6 \cdot 264) - (24 \cdot 38, 26 \cdot 44)}{\sqrt{[(6 \cdot 130, 6 \cdot 152) - (24^2, 26^2)] \cdot [(6 \cdot 362, 6 \cdot 468) - (38^2, 44^2)]}}$$
$$= \frac{(1290,1584) - (912,1144)}{\sqrt{[(780,912) - (576,676)] \cdot [(2172,2808) - (1444,1936)]}}$$
$$= \frac{(1290 - 1144, 1584 - 912)}{\sqrt{(780 - 676, 912 - 576) \cdot (2172 - 1936, 2808 - 1444)}}$$
$$= \frac{(146,672)}{\sqrt{(104,336) \cdot (236,1364)}} = \frac{(146,672)}{\sqrt{(104 \cdot 336, 336 \cdot 1364}}$$
$$= \frac{(146,672)}{\left(\sqrt{34944}, \sqrt{458304}\right)} \simeq \frac{(146,672)}{(186.933, 676.982)}$$
$$= \left(\frac{146}{676.982}, \frac{672}{186.933}\right) \simeq (0.2157, 3.5949) \equiv (0.2157, 1].$$

بشكل عام r_N هو مجموعة جزئية من الفترة $[-1,1]$. إذا كان r_N هو مجموعة جزئية من $[0,1]$ فإن أقواسها (x_i, y_i) من أجل $i = 1, 2, \dots, n,$ تقع في الربع الأول من الدائرة الوحدة بحيث تكون r_N مجموعة جزئية تتمركز أو تشبه مركزية عند 0) أو r_N النصف الأيمن في $[0, 1]$ وما يقابلها في النصف الأيسر $[-1,0]$ (عندها لا يوجد خط يمر عبر نقاط لكي تكون ارتباطًا غير خطي بين النقاط.

الأعداد الفيثاغورثية هي سلسلة من أعداد وحالات الاتحاد التي تتحدث بشكل عشوائي مع احتمال متساوٍ.

وقـوع عدد أو لـث حـيـدلـيـس لـيـلاً لـغـى الأرقـام أوالـلاتـحـيـدالـذيـلـيـه، الـ مـو تـوقـع من ألـوقـام أوالـلاتـحـيـدات الـتـيـتـسـبـقـه.

بـاسـتـخـدام إحـدى عـشـر كـرة مـرقـمـة من 0إلـى 9وكـرة أخـرى تـم مـحـو رقـمـهـا)لا يـسـتـطـيـع أحـد قـراءتـه، نـرمـز لـهـا I(،ثـم سـحـب الـكـريـفـش كـل تـمـكـرر وإعـادتـهـا إلـى الـصـنـدوق.

نـولـد الـتـسـلـسـل عـشـوائـيـاً:

$$2, 9, 9, I, 0, 7, 6, 2, 1, 1, I, 8 \ldots,$$

حـيـث I =الـلاتـحـيـد.

يـمـكـن تـعـمـيـم أجـهـزة الـكـمـبـيـوتـر لـتـولـيـد أرقـام عـشـوائـيـة بـرمـجـيـاً فـي قـبـلـة اسـتـخـدام نـفـس الـخـوارزمـيـات الـسـابـقـة لـلأرقـام الـعـشـوائـيـة الـسـابـقـة، لـكـن إضـافـة حـالـة واحـدة أو أكـثـر من الـلاتـحـيـد مـع خـصـوصـيـة تـعـكـس احـتـمـالـيـة حـدوث كـل مـنـهـا.

بـغـرض الـتـعـمـيـم نـرمـز لـ **الأعـداد الـعـشـوائـيـة لـمـوزونـة الـبـرمـجـيـة** حـيـث يـكـون لـكـل عـدد x_j فـرصـة تـسـاوي احـتـمـالـيـة حـدوث p_j ، ولـكـل لاتـحـيـد I_j فـرصـة تـسـاوي احـتـمـالـيـة حـدوث r_j .

هـنـاك أيـضـاً حـالات يـجـب أن نـتـكـون فـيـهـا ألـعـداد فـي مـجـمـوعـة مـعـطـاة، مـثـلاً، كـل عـدد يـجـب أن يـحـوي K من ألـوقـام.

التوزيع الطبيعي البيتروسوفيكي

التوزيع الطبيعي البيتروسوفيكي للمتغير العشوائي X هو توزيع طبيعي السوفيكي لـ x، لكن بحيث أن متوسطه μ أو انحرافه المعياري σ)أو التباين σ^2)، أو كليهما ، غير قياسي.

على سبيل المثال، μ أو σ أو كلاهما يمكن أن يكون مجموعة مكونة من عنصرين أو أكثر. أكثر هذه التوزيعات شيوعاً عندما μ أو σ أو كلاهما عبارة عن متغيرات.

صيغة دالة كثافة الاحتمال البيتروسوفيكية هي نفس هذه باستثناء، كما هو موضح في المعادلة التالية، نستبدل μ بـ μ_N و σ بـ σ_N:

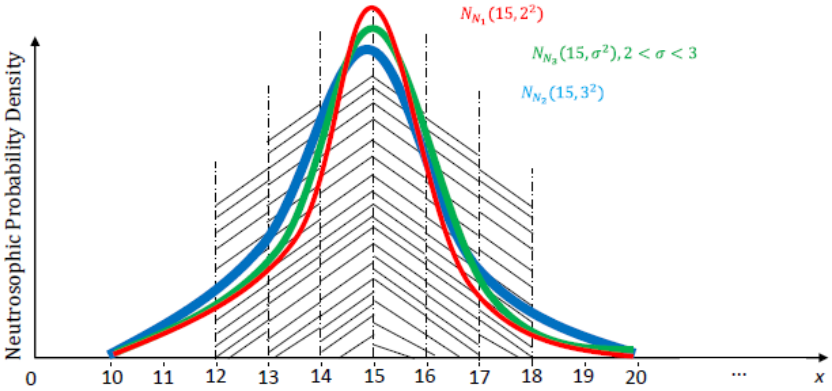
$$X_N \sim N_N(\mu_N, \sigma_N^2) = \frac{1}{\sigma_N\sqrt{2\pi}} exp\left(-\frac{(x-\mu_N)^2}{2\sigma_N^2}\right),$$

حيث X_N تعني في الواقع أن المتغير X هو بيتروسوفيكي)أي يعرض السلوك البيتروسوفيكي(، على سبيل المثال N_N (٠,٠) يعني أن التوزيع الطبيعي N (٠,٠) هو بيتروسوفيكي)أي وجود عرض السلوك البيتروسوفيكي(.

بدلاً من منحنى واحد على شكل جرس، قد يكون لديك اثنان أو أكثر على شكل جرس يحتويان على نطاق متداخل وغير متداخل قليلاً من القيم على المحور x.

كل واحد منهم له متوسط مختلف)$x = \mu$(الذي يمثل الخط العمودي الذي يمر عبر الجزء العلوي

مثال أولي توضيحي: لنفترض أن لدينا مجموعة من البيانات تتبع توزيعًا طبيعيًا نيوتروسوفيًا بمتوسط μ = 15 وانحراف معياري غير محدد σ = [2, 3].



في إطار الانحراف المعياري المتفائل بالحد الأدنى:

$$\mu \pm \sigma = 15 \pm [2, 3] = [15 - 3, 15 + 3] = [12, 18],$$

أو بثقة 68 % على الأقل أن القيمة تقع في الفترة $x \in [12, 18]$.

في إطار الانحراف المعياري المتشائل بالحد الأعلى:

$$\mu \pm 2\sigma = 15 \pm 2 \cdot [2, 3] = 15 \pm [4, 6] = [15 - 6, 15 + 6] = [9, 21],$$

أو بثقة 95,4% على الأقل أن القيمة تقع في الفترة $x \in [9, 21]$.

وأيضًا نلاحظ في الحالة الأخيرة زيادة الدقة على حساب الثقة:

$$[12,18] \pm \sigma = [12,18] \pm [2,3] = [12-3, 18+3] = [9,21].$$

من أجل ثلاثة انحرافات معيارية:

$$\mu \pm 3\sigma = 15 \pm 3 \cdot [2,3] = 15 \pm [6,9] = [15-9, 15+9] = [6,24],$$

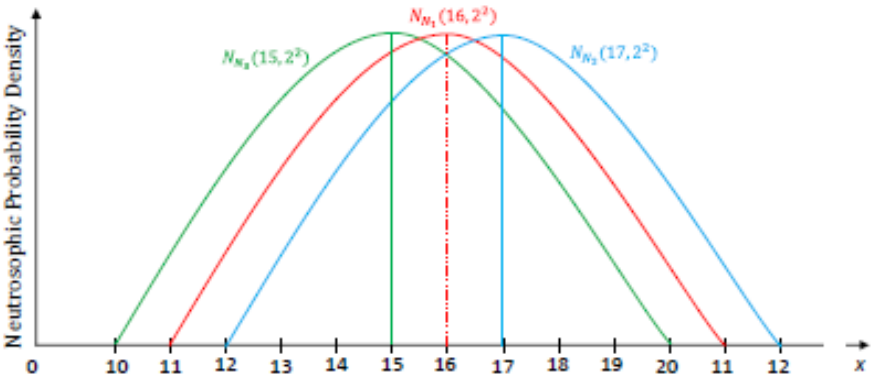
أو يمكن الحساب بالطريقة التالية:

$$[9,21] \pm [2,3] = [9-3, 21+3] = [6,24],$$

وبالتالي 97،7 % من القيم تقع في المجال $x \in [6,24]$.

تمثل المنطقة الحمراء أعلى جزء من المنحنى الذي يحقق الشرط (المسار الأحمر) الحد الأدنى.
يمكن اعتبار التوزيع الطبيعي النيتروسوفيكي كتعميم لكل توزيع طبيعي كلاسيكي على مجموعة حقيقية.
يسمى المتغير العشوائي X الذي له توزيع طبيعي نيتروسوفيكي متغيرا طبيعيا نيتروسوفيكيا.

مثال التوزيع الطبيعي النيتروسوفيكي حيث $\mu = [15,17]$ و $\sigma = 2$، و μ غير محدد.



مناقشة مختصرة من أجل المثال الثاني:

في إطار انحراف معياري واحد، أي
$$\mu \pm \sigma = [15,17] \pm 2 = [15-2, 17+2] = [13,19],$$
تقريباً 68% من القيم تقع بين $x \in [13,19]$.

في إطار انحرافين معياريين، أي
$$\mu \pm 2\sigma = [15,17] \pm 2 \cdot 2 = [15,17] \pm 4 = [15-4, 17+4] = [11,21],$$
أو نحسب كما يلي
$$[13,19] \pm \sigma = [13,19] \pm 2 = [13-2, 19+2] = [11,21].$$
وفي إطار ثلاثة انحرافات معيارية، أي
$$\mu \pm 3\sigma = [15,17] \pm 3 \cdot 2 = [15,17] \pm 6 = [15-6, 17+6] = [9,23],$$
أو نحسب كما يلي
$$[11,21] \pm 2 = [11-2, 21+2] \pm 2 = [9,23],$$
حوالي 97.7% من القيم تقع بين $x \in [9,23]$.

لنعد إلى المثال الثاني ونوضح كيف نطبق على الوزن مع $\mu = [15,17]$ و $\sigma = [2,3]$ بالشكل التالي الذي يجمع الرسم البياني الثاني السابق مع الرسم البياني الأول.

بطبيعة الحال فإن الغموض أوسع!

مع $\mu = [15,17]$ و $\sigma = [2,3]$، نحصل على:

في إطار انحراف معياري واحد للمتوسط، أي
$$\mu \pm \sigma = [15,17] \pm [2,3] = [15-3, 17+3] = [12,20],$$
حوالي 68% من القيم تقع بين $x \in [12,20]$.

في إطار انحرافين معياريين للمتوسط، أي
$$\mu \pm 2\sigma = [15,17] \pm 2 \cdot [2,3] = [15,17] \pm [4,6] = [15-6, 17+6] = [9,23],$$

أو حسب هكذا الي

$$[12,\ 20] \pm [2,3] = [12-3, 20+3] = [9,23],$$

حوالي 95.4% من القيم تقع بين $x \in [9,23]$.

وفي إطار ثلاثة انحرافات معيارية للمتوسط، أي

$$\mu \pm 36 = [15,17] \pm 3 \cdot [2,3] = [15,17] \pm [6,9]$$
$$= [15-9, 17+9] = [6,26],$$

أو حسب هكذا الي

$$[9,23] \pm [2,3] = [9-3, 23+3] = [6,26],$$

حوالي 97.7% من القيم تقع بين $x \in [6,26]$.

نظرية البيتروسوفيكي للتوزيعات الأخرى:

نفس الطريقة تقريبا تستبدل على توزيع واحدة أو أكثر بمجموعة، يمكن أن تستوعب التوزيعات السيكية، مثل التوزيع الطبيعي المعياري إلى التوزيع الطبيعي بمتوسط ما وتباين ما، التوزيع الطبيعي إلى التوزيع الدسي، التوزيع الدسي إلى التوزيع الدسي، التوزيع البواسوني إلى التوزيع الكاي تربيع، التوزيع الأسي إلى التوزيع الكاي تربيع، التوزيع البيتا إلى التوزيع الفا، التوزيع البيتا إلى التوزيع البيتا، .. الخ. لا ينسحب هذا البيتروسوفيكي على الحالة.

تنحصر المجموعة التي تحل محل المجموعة السيكية على عنصرين أو أكثر، أو تكون فارغة (الحالة التي يقترح فيها أن المجموعة غير معرفة).

الفصل الرابع: الاستدلال الإحصائي

الاستدلال الإحصائي هو عبارة عن تعميم حول المجتمع الإحصائي من خلال دراسة عينة عشوائية خصائص المجتمع المتعددة الأفراد.

الفرق بين الاستدلال الإحصائي والوصف الإحصائي هو أن المتغيرات التي تصف خصائص المجتمع في الإحصاء الاستدلالي هي متغيرات عشوائية (أي أن قيمها غير معروفة، أو عدد غير قليل من المشاهدات إذا كان المتغير من النوع المتصل، أو النسبة للقيم التي تقارن هاعلى أقل واحدة من خصائص المجتمع هي متغيرات عشوائية (أي قيمة غير محددة أو غير واضحة أو غامضة).

على غرار الإحصاء الاستدلالي فإن **الفرضيات الإحصائية**، التي نرمز لها بـ NH_0 ، هي العبارة التي نفترض أن طرحي في البداية.

في حين أن **الفرضيات البديلة الإحصائية** التي نرمز لها بـ NH_a هي الفرضية الأخرى.

عند إجراء اختبار NH_0 مقابل NH_a ، فإن استنتاجان محتملان: رفض NH_0 (إذا كانت الأدلة العينة تشير بقوة إلى أن NH_0 خاطئة) ، أو الفشل في رفض NH_0 (إذا كانت الأدلة العينة لا تدعم بما يكفي لصالح رفض NH_0).

أمثلة:

$$NH_0: \mu \in [90, 100]$$
$$NH_a: \mu < 90$$
$$NH_a: \mu > 100$$
$$NH_a: \mu \notin [90, 100],$$

حيث تمثل μ متوسط معدل الكثافة السريرية لجميع أطفال الولويين في 1 يناير 2001.

$$NH_0: \pi = 0.2 \text{ or } 0.3$$
$$NH_a: \pi < 0.2$$
$$NH_a: \pi > 0.3$$
$$NH_a: \pi \in (0.2, 0.3)$$
$$NH_a: \mu \notin \{0.2, 0.3\},$$

حيث تمثل π النسبة السكانية لجميع سيارات الفورد التي تحتاج إلى صيانة الأولى من الضمان.

$$NH_0: p < 0.1 \text{ or} p > 0.9$$
$$NH_a: p = 0.1$$
$$NH_a: p = 0.9$$
$$NH_0: p > 0.1 \text{ and } p < 0.9$$
$$NH_a: p \in [0.1, 0.9],$$

حيث تمثل p النسبة السكانية التي يتم التقاطها في الشرفي ما يتعلق بطول مم ، أي النسبة المئوية للأشخاص الذين يقل طولهم عن 150 سم ، أو النسبة المئوية للأشخاص الذين يزيد طولهم عن 190 سم..

التي يتم التقاطها البيتروسوفيكية هي التي يتم غرسها في شكل لحوم الحيوانات البيتروسوفيكية يمكن أن تكون التي تم السكانية أو التي تم البيتروسوفيكية.

$$NH_0: [\mu_{\min}, \mu_{\max}] > [0.45, 0.55],$$

و هو مايعادل

$$\mu_{\min} > 0.45$$

و

$$\mu_{\max} > 0.55$$

يمثل μ متوسط النسبة المئوية للفلورتينس في كل جرعة من الجزيئات الفلورية التي تم اختبارها؛ $[\mu_{\min}, \mu_{\max}]$ هي قيمة الفلورتينس في القارب (حدد بالتجربة).

$$NH_a: \mu_{\min} = 0.45$$
$$NH_a: \mu_{\max} = 0.55$$
$$NH_a: \mu_{\min} < 0.45$$
$$NH_a: \mu_{\max} < 0.55$$
$$NH_a: \mu_{\min} < 0.45 \text{ or} \mu_{\max} < 0.45.$$

$$NH_0: \mu = 7.0$$
$$NH_a: \mu < 7.0$$
$$NH_a: \mu > 7.0$$
$$NH_a: \mu \neq 7.0$$

أجرت مؤسسة صرف صحي اختبارًا لتحديد ما إذا كان متوسط الوقت الذي يقضيه الموظفون في الاتصال بالعملاء يختلف عن 7.0 دقائق. قرر مالك المؤسسة أن يأخذ عينة عشوائية من المكالمات التي تم إجراؤها في الشهر الماضي، مع

[*min, max*] أو [*inf, sup*] لكل فترة، من أجل رؤية قيم البيانات المجمعة.
على سبيل المثال في إن القيم غير المعروفة *x* الذي يصف المسح هو تم غير البيتروسوفيكي:

Period	Sold Quantity (in thousands)
2001	[4, 6]
2002	[7, 8]
2003	5.5 or 6.0
2004	(8.0, 8.8)
2005	7.5

الفرضية الصفرية أن متوسط المجتمع السكاني هو $\mu = 7.0$ في النمط السكيكي لكن القيمة غير المعروفة *x* الذي μ يشير إليه هو البيتروسوفيكي لذلك لا يزال لدينا فرضية البيتروسوفيكية.

أخطاء اختبار الفرضية البيتروسوفيكية:

من الصعب أو حتى المستحيل إجراء عدد كبير من السكان. لهذا السبب يتم استخدام العينات إلى حد كبير من خصائص مجتمع البيتروسوفيكي إلى خصائص المجتمع مع بعض الخطأ.

على غرار الإحصاء السكيكي، هناك نوعان من أخطاء:

1. الخطأ في البيتروسوفيكي من النوع الأول، وهو خطأ في رفض NH_0 عندما يكون NH_0 صحيحًا.
2. الخطأ في البيتروسوفيكي من النوع الثاني، وهو عكس الخطأ السابق، أي خطأ عدم رفض NH_0 عندما يكون NH_0 خطأ.

بغض النظر عن الاختبار الذي تقوم به، فإن الفرض أن يحدث خطأ من النوع الأول، وإن الفرض أن يحدث خطأ من النوع الثاني يأخذ أيضًا.

على سبيل المثال، فإن الفرضية $H_0: \mu = 7.0$ تعني ضمنيًا أن أحد الأمثلة السابقة، قرر صاحب المؤسسة أن يقوم بإجراءات إضافية لإنتاج الموالح عندما تكون الحاجة إليها ضئيلة.

عندما تكون $H_0: \mu = 7.0$ خاطئة، يضيع الوقت على المستهلك.

نرمز إلى احتمالات الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني بـ α_N و β_N على التوالي.

في التعامل مع الاختبارات التي تتضمن فترة، يمكن أن تكون α_N و β_N مجموعات جزئية من الفترة $[0, 1]$. يمكن أن يكون إجراء الاختبار المثالي $\alpha_N = \beta_N \equiv 0$، أو α_N و β_N فترات غير متقاربة من الصفر.

على سبيل المثال، إذا كان $\alpha_N = [0.07, 0.10]$ عند إجراء اختبار يتم بعينات متتالية، مرارًا وتكرارًا، يتم فيها رفض الفرضية الصحيحة H_0 حوالي 7 أو 8 أو 9 أو 10 مرات في المائة.

إذا كان $\beta_N = [0.07,0.10]$، عندها يتم قبول الفرضية الخاطئة H_0 حوالي 7-10 مرات في المائة.

مثال:

تزعم شركة مصرية لعصير البرتقال أن مبيعاتها لا تحتاج إلى إصلاح خلال أول سنتين من الدعاية. من أجل التحقق من الدعاء تحصل الشركة على عينة عشوائية من 50 شهرًا من مبيعاتها لتحديد ما إذا كانت مبيعاتها بحاجة إلى الإصلاح خلال أول سنتين من الدعاية أم لا. لنفترض أن π يشير إلى نسبة العينة من المبيعات التي تشير إلى عدم الحاجة إلى الإصلاح، ولنفترض أن π يشير إلى النسبة الصحيحة لعدم الحاجة إلى الإصلاح (سمى النجاح افتراضيًا البيتروسوفياني لهذه الدراسة هي:

$$NH_0: \pi \in [0.8, 0.9] \text{ versus } NH_a: \pi < 0.8$$

لتحقق مما إذا كانت أغلبية العينة تشير إلى أن $\pi < 0.9$.

الخطأ البيتروسوفياني من النوع الأول هو اعتبار ادعاء الشركة المصنعة لعصير البرتقال (أي $\pi < 0.8$) عندما يكون في الواقع صحيحًا.

والخطأ البيتروسوفياني من النوع الثاني يحدث عندما تفشل الدراسة في الكشف عن ادعاء الشركة المصنعة غير الصحيح.

لتجنب الوقوع في فخ البيتروسوفياني، يجب على الباحث تحديد احتمال الخطأ من النوع الأول بين $[0.05، 0.01]$ لأن هذه القيم تعتبر أقل خطأ شائعًا. لذلك يتم استخدام $\alpha = [0.01, 0.05]$ لتطبيق إجراء الاختبار.

تجدر الإشارة، عند إحصاء البيتروسوفياني، أن التوزيع الطبيعي المعياري البيتروسوفياني هو توزيع طبيعي مع متوسط

$$\mu = 0$$

والانحراف المعياري

$$\sigma = 1.$$

يسمى التوزيع الطبيعي المعياري أو التوزيع الطبيعي القياسي **z**.

الجدول القياسي للتوزيع الطبيعي أو **جدول z** يحتوي على المساحات تحت المنحنى الطبيعي القياسي z.

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي القياسي z الأكثر استخداماً في الإحصاء هو كما يلي:

Critical value, z	Area to the right of z	Area to the left of –z	Area between –z and z
1.28	.10	.10	.80
1.645	.05	.05	.90
1.96	.025	.025	.95
2.33	.01	.01	.98
2.58	.005	.005	.99
3.09	.001	.001	.998
3.29	.0005	.0005	.999

يمكن تحويل أي متغير عشوائي x إلى متغير عشوائي طبيعي قياسي z باستخدام الصيغة التالية

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma},$$

حيث μ = المتوسط الحسابي لـ x.

و σ = الانحراف المعياري لـ x.

إذا كان لدينا فرضية صفرية تيتروفيكية حول المتغير x هي:

$$NH_0: \mu \in [a, b],$$

حيث $[a, b]$ ، مع $a \leq b$ ، هي الفترة المفتوضة فإن إحصاء الاختبار لتيتروفيكي هو:

$$z = \frac{\bar{x} - [a.b]}{s/\sqrt{n}}$$

حيث $\bar{x}$ هو متوسط العينة ،

s هو الانحراف المعياري للعينة،

و n هو حجم العينة، مع $n > 30$.

المتغير z لديه توزيع طبيعي معياري يسمى تيتروفيكي.

في إحصاء التيتروفيكي، $\bar{x}$ و s وحتى n يمكن أن تكون عبارة عن مجموعات (بسبب الضرورة أقام السياقية).

فرضيات البديلة:

إذا كان لدينا فرضية صفرية H_0 ، فرضية بديلة $H_a: \mu > b$ القيمة الحرجة $\min z > z$ (اختبار ذا الذيل الأعلى)،

إذا كان لدينا فرضية صفرية H_0 ، فرضية بديلة $H_a: \mu < a$ القيمة الحرجة $\max z < -z$ (اختبار ذا الذيل الأدنى)،

إذا كان لدينا فرضية صفرية H_0 ، فرضية بديلة $H_a: \mu \notin [a, b]$ القيمة الحرجة $\min z > z$ أو القيمة الحرجة $\max z < -z$ (اختبار ثنائي الذيل).

مثال:

لتكن لدينا درجات قلق الامتحان لعينة من طلاب الكلية الأمريكية كما يلي:

$$n = 64 \ , \ \bar{x} = [48.0, 50.0] \ , \quad s = 25.$$

ثم μ = المتوسط الحقيقي لقلق الامتحان.

$$H_0: \mu \in [40.0, 41.0]$$
$$H_a: \mu > 41.0.$$

إحصاء الاختبار المناسب هو:

$$z = \frac{[48.0, 50.0] - [40.0, 41.0]}{25/\sqrt{64}} = \frac{[48.0 - 41.0, 50.0 - 40.0]}{25/8}$$
$$= \frac{[7.0, 10.0]}{25/8} = \frac{8 \cdot [7.0, 10.0]}{25} = \frac{[56.0, 80.0]}{25}$$
$$= \left[\frac{56.0}{25}, \frac{80.0}{25}\right] = [2.24, 3.20].$$

من أجل $\alpha = 0.10$ تكون القيمة الحرجة z ذات الطرف الواحد المقابلة من الجدول المناسب هي 1.28. وبالتالي يتم رفض H_0 لأن

$$z = [2.24, 3.20] > 1.28$$

في المتوسط، تزيد درجات قلق الامتحان لأكثر من 41.0.

مستوى الدلالة الاختباري وفي كل

قد يكون مستوى الدلالة الاختباري وفي كل α مجموعة، ولكن السؤال الضرورة عدداً واضحاً كما هو الحال في إحصاء السيكل.
على سبيل المثال ، $\alpha_4 = [0.01, 0.10]$ هو مستوى أهمية الاختبار وفي كل α ، حيث تغير α في الفترة $[0.01, 0.10]$.

يتم تعيين قيمة **P الاختبارية** وفق الطريقة كما هو الحال في إحصاء السيكل: أصغر مستوى من أن نتمكن عنده فرض الفرضية H_0.

الفرق بين قيمة P السيكلية وقيمة P الاختبارية هو أن قيمة P الاختبارية وفق السياق كما هو الحال في إحصاء السيكل لكن هذه المجموعة في العديد من التطبيقات تكون عبارة عن فترة.

(عندما تكون H_0 صحيحة القيمة الحرجة $z > z$ (p قيمة P الاختبارية

حيث $P(\cdot)$ في الجانب السيكل محسوباً لفترض أن H_0 صحيح ، الجانب الأيمن لقيمة إحصاء الاختبار تكون أشرت طوفاً مما تحصل عليه بالأعلى.
بفرض أن أحد الفرق هو احتمال قيمة P الاختبارية عند مستوى أهمية معين α ، حيث α عدد موجب واضح.

1. إذا كان $\alpha \leq$ {قيمة P الاختبارية} max ، عندها نرفض H_0 عند المستوى α .
2. إذا كان $\alpha >$ {قيمة P الاختبارية} min ، عندها لا نرفض H_0 عند المستوى α .

3. إذا كان

$$\min\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\} < \alpha < \max\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\}$$

عندها يود التحديد بواسطة الآتي

$$\frac{\alpha - \min\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\}}{\max\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\} - \min\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\}}$$

هي فرصة فرض H_0 عند المستوى α .

و

$$\frac{\max\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\} - \alpha}{\max\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\} - \min\{\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة}\}}$$

هي فرصة عدم فرض H_0 عند المستوى α .

لتكن α_N مجموعة

4. إذا كان $\min\{\alpha_N\} \leq \text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة} \leq \max\{\alpha_N\}$ ، عندها نرفض H_0 عند المستوى α_N .
5. إذا كان $\text{قيمة } P \text{ الجينترس في أي ة} > \max\{\alpha_N\}$ ، عندها لا نرفض H_0 عند المستوى α_N .
6. إذا تطابقت المجموعتان قيمة P الجينترس في أي ة ومستوى الدلالة هي الجينترس في أي α_N ، عندها يكون التحديد. يمكن أن نحسب فرصة رفض H_0 عند المستوى α_N ، فرصة عدم رفض H_0 عند المستوى α_N .

في الإحصاء السياحي، يتم حساب قيمة P بالنظر إلى جدول التالي المطبوع في المراجع.

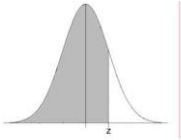
a. قيمة P هي المساحة الواقعة تحت المنحنى z على يمين z المحسوب ، لاختبار z ذي الذيل الأعلى.

b. قيمة P هي احتمالية الحصول على قيمة z أو أكبر منها على يسار z المحسوب، لاختبار z ذي الذيل الأيسر.

c. قيمة P هي ضعف احتمالية الحصول على قيمة z أو أكبر منها على يمين z المحسوب، لاختبار z ثنائي الذيل.

لذا درج من إحصاء الكيروسوفيكي جدول الاحتمالات التراكمي الطبيعي المعياري لقيم z موجبة فقط، لأن هذا المطلوب في الغالب أو هذا]:

Standard Normal Cumulative Probability Table



Cumulative probabilities for POSITIVE z-values are shown in the following table:

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998

فـي الـمـثـال الـسـابـق:

$H_0: \mu \epsilon [40.0, 41.0]$ مـقـابـل $H_a: \mu > 41.0$

وجـدنـا $z = [2.24, 3.20]$ الـتـي تـنـتـمـي إلـيـهـا قـيـم z ذي الـذيـل الأعـلـى.

مـن جـدول الاحـتـمـالات لـلـتـوزيـع الـمـعـيـاري أو الـمـسـاحـة الـواقـعـة تـحـت الـمـنـحـنـي z إلـى الـيـمـيـن مـن $z_1 = 2.24$ هـي $1 - 0.9875 = 0.0125$

بـيـنـمـا مـن أجـل

$z_2 = 3.20$ هـي $1 - 0.9993 = 0.0007$.

بـالـتـالـي، قـيـمـة p الـتـي تـنـتـمـي إلـيـهـا z = $[0.0007, 0.0125]$.

عـنـد مـسـتـوى دلالـة أقـل مـن أو يـسـاوي $\alpha_1 = 0.10$، نـرفـض H_0 لأن

$max[0.0007, 0.0125] = 0.0125 < 0.10.$

عـنـد مـسـتـوى دلالـة أقـل مـن أو يـسـاوي $\alpha_2 = 0.0005$، لا نـرفـض الـفـرضـيـة H_0 لأن

$max[0.0007, 0.0125] = 0.0125 > 0.0005.$

عـنـد مـسـتـوى دلالـة أقـل مـن أو يـسـاوي $\alpha_3 = 0.01$، لـلـتـحـقـيـق أن

$0.01 \in [0.0007, 0.0125]$

بـالـتـالـي:

فـرصـة رفـض H_0 عـنـد مـسـتـوى دلالـة $\alpha_3 = 0.01$ هـو

$$\frac{0.01 - 0.0007}{0.0125 - 0.0007} = \frac{0.0093}{0.0118} \simeq 79\%$$

فـرصـة عـدم رفـض H_0 عـنـد مـسـتـوى دلالـة $\alpha_3 = 0.01$ هـو

$$\frac{0.0125 - 0.01}{0.0125 - 0.07} = \frac{0.0025}{0.0118} \simeq 21\%.$$

فترات الثقة للبيتروسوفيكي

يتمتع البيتروسوفيكي الخصائص المجتمع، على نحو مشابه للإحصاء السيكي، على أن فترة من القيم البيتروسوفيكي المعقولة الخاصية داخل فترة مع درجة معينة من الثقة.

يرتبط مستوى الثقة بفترة قيم البيتروسوفيكي، كما في إحصاء الكلاسيكي. يخزن مقدار الثقة التي لدينا في إجراء المستخدم في بناء فترة الثقة البيتروسوفيكي.

يتم تعديل السيكي الفترة الثقة من تغيرات السيكي إلى تغيرات بيتروسوفيكي (أي التغيرات التي قيمها مجموعات):

1. عندما تكون القيمة البيتروسوفيكي القياسي الانحراف المعياري للمجتمع σ معروفة، فإن فترة الثقة البيتروسوفيكي المعتمدة على توزيع البيتروسوفيكي المعياري **المتوسط المجتمع μ هو:**

$$\bar{x} \pm (z\text{critical value}) \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

حيث $\bar{x}$ هو المتوسط البيتروسوفيكي للعينة، و n هو الحجم البيتروسوفيكي للعينة.

لذلك من الممكن أن تكون $\bar{x}$ ، σ ، و / أو n مجموعات بدلاً من أرقام السيكية.

2. عندما تكون القيمة البيتروسوفيكي القياسي الانحراف المعياري للمجتمع σ غير معروفة (كما هو الحال في معظم التطبيقات العملية)، يتجاوز حجم العينة 30 يستخدم المرء الانحراف المعياري للعينة s بدلاً من σ لحساب **فترة الثقة البيتروسوفيكي المتوسط المجتمع μ:**

$$\bar{x} \pm (z\text{critical value}) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}.$$

من أجل الفترات الصحيحة، تتوافق القيمة z الحرجة 1.645 مع مستوى الثقة 90٪، القيمة z الحرجة 1.96 تتوافق مع مستوى الثقة 95٪، القيمة z الحرجة 2.58 تتوافق مع مستوى الثقة 99٪. بشكل مشابه لما هو في إحصاء السكان.

لأي مستوى ثقة، مثلاً، 90٪، نريد أن نتأكد من أن متوسط المجتمع μ موجود في فترة، ولكن نظرًا لأن الغالبية العظمى من الفترات المحتملة (أي العينات التي يمكن أن تأتي من المجتمع) لا تحتوي على μ في فترة الثقة.

مثال.

في دراسة لتحديد ما إذا كان الراديو يجذب المستمعين بشكل فعال، تم أخذ عينة عشوائية (متحررة) من 60 شخصًا استمعوا إلى محطة راديو معينة. وجد أن متوسط الوقت الذي يقضيه المستمعون في الاستماع إلى المحطة يتراوح بين 18٪ -20٪ من وقت البث، مع انحراف معياري لعينة تتراوح بين 4٪ -5٪.

يريد المحللون تقدير فترة ثقة 90٪ لـ μ على النحو التالي:

$$\bar{x} = [18, 20]$$
$$\text{القيمة الحرجة z} = 1.645$$
$$s = [4, 5]$$
$$n = 60.$$

لذلك فإن فترة الثقة التي تم الحصول عليها لمتوسط المجتمع μ هي:

$$[18,20] \pm (1.645) \cdot \frac{[4,5]}{\sqrt{60}}$$
$$= [18,20] \pm \left[\frac{1.645(4)}{\sqrt{60}}, \frac{1.645(5)}{\sqrt{60}}\right]$$
$$\backsimeq [18,20] \pm [0.85, 1.06].$$

نلاحظ أن مجموع الفترتين هو:

$$[18,20] + [0.85, 1.06] = [18 + 0.85, 20 + 1.06]$$
$$= [18.85, 21.06],$$

و

$$[18,20] - [0.85, 1.06] = [18 - 1.06, 20 - 0.85]$$
$$= [16.94, 19.15].$$

من خلال هذين الحاسبين يمكن الحصول على فترة الثقة التالية:

$$[16.94, 21.06].$$

حجم العينة المطلوب لتقدير متوسط مجتمع μ، بمقدار الخطأ B، وبمستوى ثقة $c\%$، هو:

$$n_N = \left[\frac{(\text{القيمة الحرجة } z) \cdot \sigma}{B}\right],$$

حيث يجب أن تتوافق القيمة الحرجة z مع مستوى الثقة $c\%$،
و σ هو الانحراف المعياري للمجتمع،
و n_N هو حجم العينة المطلوب لتقدير متوسط المجتمع N (يجب أن يكون n_N أقل من حجم المجتمع).

للتأكد من ذلك، يمكننا أخذ حجم العينة كـ $\lceil max\{n_N\} \rceil$، حيث ⌈ ⌉ تعني أعلى جزء صحيح.

لنرى مثال.

يرغب قسم الأعمال في تقدير التكاليف السنوية لمستلزمات المكتب لكلية في جامعة ويمكن أن يكون في حدود 40 دولارًا من متوسط المجتمع الحقيقي. يريد قسم الأعمال الثقة 95٪ في النتائج.

ما هو حجم العينة؟

لأن σ غير معروف، يمكن تقريبه كـ

$$\sigma \approx \frac{\text{range}}{4}$$

كما في الاحصاء الكلاسيكي.

المدى هو الفرق بين أعلى وأدنى التكاليف.

المبلغ الذين أنفق على اللوازم المكتبية تتراوح بين 500 $- 550 $ إلى 100 $- 150 $. تقريبًا

$$\sigma \approx \frac{[500, 550] - [100, 150]}{4} = \frac{[500 - 150, 550 - 100]}{4}$$
$$= \frac{[350, 450]}{4} = \left[\frac{350}{4}, \frac{450}{4}\right]$$
$$= [87.50, 137.50].$$

علاوة على ذلك، B = 40، القيمة الحرجة z هي 1.96، و:

$$n_N = \left[\frac{1.96[87.50, 137.50]}{40}\right]^2 = \left[\frac{1.96(87.50)}{40}, \frac{1.96(137.50)}{40}\right]^2$$
$$= [4.2875, 6.7375]^2 = [4.2875^2, 6.7375^2]$$
$$\simeq [18.38, 45.39].$$

الآن

$$\lceil \max[18.38, 45.39] \rceil = \lceil 45.39 \rceil = 46.$$

لذلك يجب أن يكون حجم العينة 46.

فتراتق ثقة التيتووفي كيي قعن ة ري بك
لل سبة في المجتمع

باستخدام إحصاء كلاسيكي يمكن أن نعرف بنفس الطريقة فترة ثقة لنسبة التيروفي كي في مجتمع π:

$$p \pm \left(z \text{ درجة حرية القيمة}\right) \cdot \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

أو الحالة عندما $\min\{np\} \geq 5$ و $\min\{n \cdot (1-p)\} \geq 5$

حيث

p = نسبة العينة = عدد الأفراد في العينة التي لديها الخاصية ذات الأهمية

n = حجم العينة ؛

$$\pi = \text{نسبة المجتمع} = \frac{\text{عدد الأفراد في المجتمع الذين لديهم الخاصية ذات الأهمية}}{\text{إجمالي عدد الأفراد في المجتمع}}$$

مع الفرق عن إحصاء التيروفي كي في إحصاء كلاسيكي ، المعلمات p و n تكون مجموعة بدلاً من أرقام كلاسيكية، وتكون القيمة z درجة حرية أيضًا مجموعة يسمى المثال تكون [1.645, 1.96] ، أي تستوي فترة ثقة نسبة 90[95 ، 90]٪.

حجم العينة الصغيرة الذي يحقق الشرط $min\{n\}$ ، من أجل p ، هو الذي يجعل العينة الصغيرة (الذي يقترب توزيع المعاينة فيها من التوزيع الطبيعي) تتوسط المجتمع π مع انحراف معياري $\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}}$.

المثال.

يتم إجراء مسح على عينة من 200 إلى 220 زبون لدى تاجر سيارات يطرح السؤال التالي: "هل ستكون على استعداد للتاجر في سيارات الكلاسيكية مدى شراء سيارة جديدة؟" كان عدد من 150.

يجب أن يكون مستوى الثقة 99٪. إذا كانت تشير إلى نسبة جميع المستجوبين الذين تاجروا في سيارات كلاسيكية، يمكن أن نعبر عن فترة ثقة للنسبة π:

$$p = \frac{150}{\{200,\ 201, \dots, 220\}} \backsimeq \left[\frac{150}{220}, \frac{150}{200}\right] \backsimeq [0.68, 0.75].$$

حجم العينة $\{200, 201, \dots, 220\}$ يعني أن المسح يمكن أن يكون متأكدًا من حوالي 20 شخصًا إذا كانوا يتاجرون بالسيارات هذا أم لا. لذا ، حجم العينة غير محدد بشكل فريد المجموعة $\{200, 201, \dots, 220\}$(، القيمة الحرجة z = 2.58 .

$$\begin{aligned} min\{np\} &= min\{\{200, 201, \dots, 220\} \cdot [0.68, 0.75]\} \\ &= 200(0.68) = 136 > 5; \\ min\{n(1-p)\} &= min\{\{200, 201, \dots 220\} \\ &\quad \cdot (1 - [0.68, 0.75])\} \\ &= 200 \cdot min([1 - 0.75, 1 - 0.68]) \\ &= 200 \cdot min([0.25, 0.32]) = 200(0.25) \\ &= 50 > 5. \end{aligned}$$

فترة الثقة البيتروسوفيكي عن المجتمع π هو:

$$[0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{\frac{[0.68, 0.75] \cdot (1 - [0.68, 0.75])}{\{200, 201, \dots, 220\}}}$$
$$= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{\frac{[0.68, 0.75] \cdot [0.25, 0.32]}{\{200, 201, \dots, 220\}}}$$
$$= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{\left[\frac{0.68(0.25)}{220}, \frac{0.75(0.32)}{200}\right]}$$
$$= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{[0.000773, 0.001200]}$$
$$= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{0.000773}, \sqrt{0.001200}$$
$$= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot [0.027803, 0.034641]$$
$$= [0.68, 0.75] \pm [0.071732, 0.089374].$$

قسم هاالى قسمين:

$$[0.68, 0.75] + [0.71732, 0.089374] = [0.751732, 0.839374],$$

و

$$[0.68, 0.75] - [0.071732, 0.089374] = [0.68 - 0.089374, 0.75 - 0.071732] = [0.590626, 0.678268].$$

من خلال الدمج بين تلك النتيجتين في الشكل المغلظ، نحصل على:

$$[0.590626, 0.839374].$$

الصيغة لاختيار حجم العينة المطلوبة في التجربة العشوائية هي كما سبق في الإحصاء السكاني، لكن باستخدام مجموعات بدلاً من أرقام السكان:

$$n = \pi(1-\pi) \cdot \left[\frac{z\text{critical value}}{B}\right]^2$$

حيث B= خطأ محدد مقبول.

إذا كان π لا يمكن تقديرها باستخدام معلومات التجربة العشوائية السابقة، فإن التجربة تستخدم π = 0.5 والذي يعطي قيمة العينة الكبيرة المحافظة (أي n الأكبر من أي قيمة أخرى لـ π).

نظرية النهاية المركزية للتوزيع الاعتيادي

يمكن تطبيق نظرية النهاية المركزية للتوزيع الاعتيادي ، والتي هي امتداد لنظرية النهاية المركزية السابقة ، إذا كان $min\{n\}$ تجاوز 30 ، حيث n هو حجم العينة (أي تكون مجموعة البيانات الاعتيادية).

تنص نظرية النهاية المركزية للتوزيع الاعتيادي على أن توزيع العينة للتوزيع الاعتيادي لـ $\bar{x}$ يقترب من التوزيع الطبيعي للتوزيع الاعتيادي عندما تكون $min\{n\}$ كبيرة بغض النظر عن شكل التوزيع المجتمع.

بطبيعة الحال، إذا كان توزيع المجتمع طبيعيًا فسيكون $min\{n\}$ أقل من 30 ، يكون توزيع العينة للتوزيع الاعتيادي لـ $\bar{x}$ طبيعيًا أيضًا من أجل أي حجم عينة للتوزيع الاعتيادي n.

لكن، إذا لم يكن توزيع المجتمع طبيعيًا فيجب أن يكون $min\{n\}$ أكبر من 30 ، يكون توزيع العينة للتوزيع الاعتيادي لـ $\bar{x}$ قريبًا من التوزيع الطبيعي: كلما كان $min\{n\}$ أكبر كان التقارب أفضل.

قد تمكنك النتيجة الجوهرية من استنتاج متوسط المجتمع، لتطوير عينة تقريب طبيعي للتوزيع الاعتيادي حتى عندما لا يتم توزيع المجتمع شكل غير معروف لتوزيع المجتمع.

باستخدام الرموز المثالية:

n = حجم العينة للتوزيع الاعتيادي الشوطي،

$\bar{x}$ = المتوسط الطبيعي للتوزيع الاعتيادي لحجم العينة،

μ = متوسط المجتمع،

σ = الانحراف المعياري للمجتمع،

$\mu_{\bar{x}}$ = المتوسط الطبيعي لتوزيع $\bar{x}$

و

$\sigma_{\bar{x}}$ = الانحراف المعياري الطبيعي لتوزيع $\bar{x}$

لهذا، كما هو الحال في الإحصاء الاستدلالي:

$$\mu_{\bar{x}} = \mu,$$
$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \text{و}$$

لا تنطبق نظرية النهاية المركزية في الإحصاء الاستدلالي، كما في الإحصاء الاستدلالي، عندما تكون $min\{n\}$ صغيرًا بشكل مفرط في المجتمع غير معروف.

لتقدير فترة الثقة t مع عينة صغيرة وتباين مجتمع غير معروف لمتوسط المجتمع، والذي هو مجرد تقدير الفترة الفترة الثقة t من عينة واحدة الاستدلالية لمتوسط المجتمع μ:

$$\bar{x} \pm (\text{القيمة الحرجة } t) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

حيث أن:
$\bar{x}$ = متوسط العينة الاستدلالية،
s = الانحراف المعياري للعينة الاستدلالية،
n = حجم العينة الاستدلالية،
و
القيمة الحرجة t تعتمد على
درجات الحرية $min\{n\} - 1$ (df).

تتكون $n, s, \bar{x}$ مجموعة بديلة من أرقام العينة الاستدلالية.

من أجل $min\{n\}$ صغير، تكون فترة الثقة التيتروس في كي t لمتوسط المجتمع μ فعالًا عندما يكون توزيع المجتمع طبيعي أو طبيعي تقريبًا. خلاف ذلك، يجب استخدام طريقة أخرى.

وبطبيعة الحال، يتشارك **توزيع t التيتروس في كي** أكثر من المنحنى الطبيعي المعياري التيتروس في كي z)، لأنه يستخدام s بدلاً من انحراف المجتمع σ، ينتج عنه متغير إضافي.

تتميز توزيعات t التيتروس في كي عن عضاء العضو **بدرجة الحرية**، التي يمكن أن تكون عددًا صحيحًا موجبًا أكبر أو يساوي 1، أو مجموعة من الأعداد الصحيحة الموجبة أكبر أو تساوي 1،
فمثلا:

$$\{n, n+1, \dots, n+m\}.$$

كلما كان $min\{n\}$ أعلى، كلما اقتربت توزيع t التيتروس في كي من المنحنى z التيتروس في كي. من أجل $min\{n\} > 120$ يمكن استخدام القيمة الحرجة z.

يكون منحنى t التيتروس في كي لعدد شابت من درجات الحرية قبشكل عام على شكل جرس ويتركز عند الصفر بطريقة نمط التيتروس في كي.

مثال:

تم فحص عينة عشوائية صغيرة من 18 عاملا، في السكك الحديدية، بخصوص الأوزان التي يستطيع والء العامل وضعه في المكان عملهم. وكان متوسط العينة التيتروس في كي الذي وجد يساوي 8 كغ و 10 كغ، مع انحراف معياري يساوي 4-3 كغ.

نفترض أن مستوى الثقة 95٪ مطلوب لحساب متوسط المجتمع μ بالتالي:

$$\bar{x} = [8,10] \text{(فترة)}$$
$$s = [3,4] \text{(فترة)}$$
$$n = 18,$$

بيانات الحجم الكبير غير المتصل، الذي يتطلب قيمة حرجة t لاختبار فرضية أساس
$df = 18 - 1 = 17$.

من الجدول إحصائي السيكي أن القيمة الحرجة t، نجد أن بالنسبة لمستوى الثقة 95٪ و 17 df،
القيمة الحرجة t المقابلة = 2.11.

t Table

cum. prob	$t_{.50}$	$t_{.75}$	$t_{.80}$	$t_{.85}$	$t_{.90}$	$t_{.95}$	$t_{.975}$	$t_{.99}$	$t_{.995}$	$t_{.999}$	$t_{.9995}$
one-tail	**0.50**	**0.25**	**0.20**	**0.15**	**0.10**	**0.05**	**0.025**	**0.01**	**0.005**	**0.001**	**0.0005**
two-tails	**1.00**	**0.50**	**0.40**	**0.30**	**0.20**	**0.10**	**0.05**	**0.02**	**0.01**	**0.002**	**0.001**
df											
1	0.000	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.71	31.82	63.66	318.31	636.62
2	0.000	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	22.327	31.599
3	0.000	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	10.215	12.924
4	0.000	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	7.173	8.610
5	0.000	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	5.893	6.869
6	0.000	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.208	5.959
7	0.000	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	4.785	5.408
8	0.000	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	4.501	5.041
9	0.000	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.297	4.781
10	0.000	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.144	4.587
11	0.000	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.025	4.437
12	0.000	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	3.930	4.318
13	0.000	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	3.852	4.221
14	0.000	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	3.787	4.140
15	0.000	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	3.733	4.073
16	0.000	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	3.686	4.015
17	0.000	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.646	3.965
18	0.000	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.610	3.922
19	0.000	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.579	3.883
20	0.000	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.552	3.850
21	0.000	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.527	3.819
22	0.000	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.505	3.792
23	0.000	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.485	3.768
24	0.000	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.467	3.745
25	0.000	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.450	3.725
26	0.000	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.435	3.707
27	0.000	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.421	3.690
28	0.000	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.408	3.674
29	0.000	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.396	3.659
30	0.000	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.385	3.646
40	0.000	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.307	3.551
60	0.000	0.679	0.848	1.045	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.232	3.460
80	0.000	0.678	0.846	1.043	1.292	1.664	1.990	2.374	2.639	3.195	3.416
100	0.000	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.174	3.390
1000	0.000	0.675	0.842	1.037	1.282	1.646	1.962	2.330	2.581	3.098	3.300
Z	0.000	0.674	0.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.090	3.291
	0%	50%	60%	70%	80%	90%	95%	98%	99%	99.8%	99.9%
	Confidence Level										

نطبق الصيغة السابقة:

$$\bar{x} \pm \left(t \text{ قيمة الجدول} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}\right) = [8,10] \pm 2.11\frac{[3,4]}{\sqrt{18}}$$
$$= [8,10] \pm \left[\frac{2.11(3)}{\sqrt{18}}, \frac{2.11(4)}{\sqrt{18}}\right]$$
$$\backsimeq [8,10] \pm [1.492, 1.989].$$

نقسم الحساب إلى اجزاءين:

$$[8,10] + [1.492, 1.989] = [8 + 1.492, 10 + 1.989]$$
$$= [9.492, 11.989],$$

و

$$[8,10] - [1.492, 1.989] = [8 - 1.989, 10 - 1.492]$$
$$= [6.011, 8.508].$$

الفترة الثقة t التي تحتوي بين طرفيها على أقل قيمة ممكنة لمتوسط الوزن هي:]6.011، 11.989[كغ.

المراجع

1. Florentin Smarandache, **Introduction to Neutrosophic Measure, Neutrosophic Integral, and Neutrosophic Probability**, Sitech-Education Publisher, Craiova – Columbus, 2013.
2. **Neutrosophy. / Neutrosophic Probability, Set, and Logic**, by F. Smarandache, Amer. Res. Press, Rehoboth, USA, 105 p., 1998;
3. David Nelson, **The Penguin Dictionary of Statistics**, Penguin Books, London, 2004.
4. Graham Upton & Ian Cook, **Oxford Dictionary of Statistics**, Oxford University Press Inc., New York, 2006.

نبذة عن المؤلف

أستاذ الفيزياء النظرية هو أستاذ في الرياضيات بجامعة كيوتو واليابان المتحدة الأميركية، حاصل على الماجستير في الرياضيات والعلوم الحاسب من جامعة كاليفورنيا، ودكتوراه في الرياضيات من جامعة واشنطن، وعضو عدد دكتوراه في الرياضيات التطبيقية من جامعة أوكلاهوما للعلوم، الجبان.

يعتبر العالم فلوريتن مؤسس "الإنترسوفيك" منذ عام 1995) وهو تجمع الإنترسوفيك(، كما أسس المنطق الإنترسوفيكي، المجموعة الإنترسوفيكية، التكامل والإحصاء الإنترسوفيكي.

يُعرف المنطق الإنترسوفيكي بأنه فرع جديد الفلسفة يدرس أصل وطبيعة ومجال الكائن بغض النظر عن أي افتراضات أخرى في قضية ما، وهذا يمثل الإنترسوفيكي درس تقليدي الجديد.

عمل الأستاذ فلوريتن سنوات عدة ومازال في مجالات علمية عديدة وأخرى تخصصية فلسفية واجتماعية، حيث نشر العديد من البحوث حول في زياء الإنترسوفيكية في طبيعي زياء الفرطلم عي(السرعة تكون أسرع من الضوء(الوفي زياء الكمية، والفراغات الكمومية، في زياء اللامادة، والنظرية المطلقة

للنسبية، الانزياح الأحمر والانزياح الأزرق يصف حركة الكائنات كالمجرات والنجوم في الفضاء الذي يحدث بسبب الكسار، أو بسبب توسع الكون أو بسبب نظرية دوبلر.

عمل الكتورفلورنتن بجدارقي مجالت أخرفي اضيات أدخلت عيف الختمال والاحصاء النيتروسوفيكي، نظرية العداد، لقدسة النيتروسوفيكية، تتابول وعي النيتروسوفية، نظرية الي ان النيتروسوفي وفي علوم لاحلس بك الكاء الصطناعي الشطار العلومكي. كمال ه عدد من الباحوثفي علوم الاقتصاد وعلوم الاجتماع الفيسوفة، وكان لبصمفي مجال الشعر والادب والفن.

فالسفة النيتروسوفي ذلك نه فرع جديد من السفتن والتفلسوف سمار لذلك ه قانون التضمين تنوع عدد الوسائط.

(<A>; <neut1A>, <neut2A>, ...; <antiA>)، لذلك تنوع عدد الفضاء، والبنى التنوعددة، ودرجة الاستقلال $(0 \leq t + i + f \leq 3)$ العلاقات بين مركبات النيتروسوفيكي $(0 \leq t + i + f \leq 1, 0 \leq t + i + f \leq 2)$ ، ومجموعة نيتروسوفية مكررة، ومجموعة نيتروسوفية مكررة تنتمي لفضاء، مجموعة تتجانسة، بيانات لاحقية وتنبؤية وباعي نيتروسوفية، ونظرية DSmT.

لذلك مراجع ذلك كثير من المجلات العلمية والكتب عديدة، إذ قد الموقع نيتروسوفي الكثير من البحوث والحاضرات في العديد من المؤتمرات الدولية حول العالم.

لمزيد من المعلومات انظر إلى http://fs.unm.edu/FlorentinSmarandache.htm

نبذة عن المترجم

- دكتورا في الإحصاء الرياضي للبرمجة من جامعة حلب/سوريا.
- عضو هيئة تدريسية في قسم الإحصاء الرياضي/كلية العلوم - جامعة حلب/سوريا.
- عضو لمجلس التحرير وفريق العلمي بأمريكا / جامعة نيو مكسيكو.
- رئيس لمجلس التحرير وفريق ألقطار العربية وفلسطين.
- عضو لمجلس الأمريكية للبحث في مجال التحرير وفريق.
- عضو هيئة تحرير في لمجلة الدولية لعلوم التحرير وفريق الأمريكا.

International Journal of Neutrosophic Science (IJNS)

- عضو فريق لمشروع لقومي العربي لدعم البحث في مجالات لعلوم التحرير وفريق.
- عضو فريق لترجمة العربي (مصر سوريا-العراق- لمغرب-ليبيا).

- وضع وهيكلة المكتبات والمعلومات.
- تهيئة المجال لتشاور المكتبيين ومراجعة الأبحاث من المجلة المتعلقة بالفيروس التاجي
- أول بحث سوري تم إدخاله من قاعدة بيانات الفيروس التاجي "قاعدة المحيد" إلى سورية والدول العربية، من الوضع أساس تحتمالات الفيروس التاجي وتوزيعات الاحتمالية للفيروس التاجي واتخاذ القرار من الفيروس التاجي من الل أطروحة الكتوراه بعنوان "صياغة الاحتمالات السيكولوجية وتوزيعات الاحتمالية في قاعدة بيانات الفيروس التاجي وتأثيرها على اتخاذ القرار". تمت مناقشتها بتاريخ 2019/3/12 في جامعة حلب. بالتعاون مع مؤسسة الفيروس التاجي الشامي للفيروس السوري المصري أحمد سالم قبجامع قبورسي عبد الفيروس السوري الأمريكي فلورونتن سالم انداه رئيس جامعة الإسكندرية في تلك الفترة" مؤسسة الفيروس.
- المشاركة في المؤتمرات الدولية في مصر.
- نشر العديد من الأبحاث في المجلات العلمية الأجنبية المتخصصة في مجال الفيروس التاجي.
- المشاركة في نشر الكتب ونشر الأبحاث والرسائل.

Introduction to Neutrosophic Statistics

Authorship

Prof. Florentin Smarandache

University of New Mexico, 705 Gurley Ave., Gallup, NM 87301, USA.

fsmarandache@gmail.com

Translator

Dr. Rafif Alhabib

University of Albaath, College of Sciences, Mathematical Statistics Department, Syria.

Rafif.alhabib85@gmail.com

Peer - reviewerrs

** Prof. Dr. Ahmed Abdel-Khaleq Salama, Department of Mathematics and Computer Science - Faculty of Science - Port Said University – Egypt.* drsalama44@gmail.com

** Dr. Said Broumi, Faculty of Science Ben M'Sik. University Hassan II Casablanca Morocco.* broumisaid78@gmail.com

** Dr. Kawther Fawzi Hamza Al-Hassan, Department of Mathematics - College of Education for Pure Sciences - University of Babylon – Iraq.* k.sultani@yahoo.com

ISBN 978-1-59973-658-7

الأستاذ الدكتور/ أحمد عبد الخالق أحمد السلمة

(A. A. Salama)

مصر – جامعة بورسعيد – كلية العلوم – قسم الرياضيات وعلوم الحاسب

رئيس المجمع العالمي للأنظمة النيتروسوفيكية (الأقطار العربية)

بقرار من المركز الرئيسي من جامعة نيو مكسيكو- أمريكا

نبذة عن الإنجازات:

#حاز أعظم باحث في العالم وتكون واحدا من المعدل الكلي لأحاث كساس أمريكا 2017 بتوشيح من جامعة نيو مكسيكو- أمريكا 2017. وحاز على العديد من الجوائز الدولية (قبل 2019 الإبداع العالم)

#حاصل على درجة DSc في العلوم من أمريكا وعضو المؤسوعة أل مريكية لتأشط باحث رعب في مجالات الرياضيات وعلوم الحاسب وأنظمة المعلومات النيتروسوفيكية.

#صاحب نظرية النيتروسوفيكيس بالوعديد من التطبيقات في جميع علوم المعرفة والنظم وأول من وضع أسس الرياضيات النيتروسوفيكية والفراغات النيتولوجية وأنظمة المعلومات وتطبيقات متعددة في علوم الحاسب وعلم الفيس وتم نشر أكثر من 160 بحث علمي و 300 مقالة علمية وترتيب في دوريات مجالت ولي في مجال الرياضيات وعلوم الحاسب ونظم المعلومات والحصاء وقام بالمشاركة نشر أكثر من 20 حصول - لكتب بأمريكا وأوربا

#صاحب أول فكرة لإصدار مجلة علمية Neutrosophic Sets and Systems محكمة في علوم النيتروسوفيكي مع الغفريس وفلورنتن سمارانداكة - جامعة نيو مكسيكو بالولايات المتحدة الأمريكية 2013 تم إصدار فيها 33 إصدار ودخول ها المحركات العلمية الدولي قبم امالت التي العالمي توقد سا مفيت رجمة التقبل على في قال دولي قبأمريكا (بدون نشر أوربية) المشارك في تكتب على في تنوع نشورة ولي ا ودون نشر أوربية المشارك قبخط طمشاريع بحثية مع فريق عمل دولي

#شهادة أفضل الباحوث من أعداد المجلة أل مريكية 2018 من المؤسسة الدولية لعلوم النيتروسوفيكب أمريكا – 2014 أفضل الباحث في الجبلان وكوريا

#إختيار مفضل علم عربي في الرياضيات من رعاة المعدعين العرب لبلن دن 2015

#إعـطـاء عـضـو وعـضـو مـتـبـرعـيـن لـلـمـرضـى الـذيـن يـحـتـاجـون إلـى عـمـلـيـات زراعـة الـقـلـب فـي روسـيـا "Mariinskaya Academy" 2020

#خـطـة تـنـمـيـة مـن جـامـعـة دولـيـة مـن أجـل الـتـعـلـيـم الـعـالـي فـي روسـيـا مـع الـمـعـهـد الـطـبـي لـلـتـكـنـولـوجـيـا بـدرجـة 2017

#الـشـراكـة لـتـحـقـيـق أكـثـر مـن 150 مـريـضـا وأطـبـاء الـمـؤتـمـر الـدولـي وعـضـو هـيـئـة الـتـحـريـر لـمـجـلـة الـقـلـب والـرئـة الـروسـيـة.

#عـضـو لـجـنـة تـحـكـيـم الـمـنـافـسـة لـلـمـشـاريـع الـطـلابـيـة فـي مـجـال الـطـب الـبـديـل - الـعـلاج الـطـبـيـعـي - الـتـدلـيـك (أمـريـكـا - ألـمـانـيـا)

#عـضـو فـريـق عـمـل أكـثـر مـن 153 دولـة

عـضـو لـجـنـة تـحـكـيـم إلـى أفـضـل الـمـشـاريـع الـمـقـدمـة مـن الـمـؤسـسـات الـدولـيـة فـي مـجـال الـطـب والـعـلـوم الـمـتـعـلـقـة بـه فـي أكـتـوبـر 2018

#عـضـو ومـتـحـدث رئـيـسـي لـلـمـؤتـمـر الـدولـي (أمـريـكـا – روسـيـا – ألـمـانـيـا – الـعـلاج الـطـبـيـعـي والـتـدلـيـك) ومـمـثـل عـن الـهـيـئـات الـدولـيـة وعـضـو لـلـجـان الـعـلـمـيـة والـهـيـئـات الـتـحـكـيـمـيـة والـمـؤتـمـرات الـدولـيـة لـتـكـنـولـوجـيـا

https://www.youtube.com/user/drahmedsalama/videos?view_as=subscriber&fbclid=IwAR0FITFX2YSIRRwNnvrsNuT6G07caqqTsB9x1j5ckREW9JXuOyq03phb0hI

الأستاذ الدكتور/ بارومي سعيد

رئيس فرع المجمع العالمي لأنظمة النيتروسوفيكي بالمملكة العربية السعودية زميل المركز الأسيوي من المجتمع الدولي للنيتروسوفيكي والأمريكي

(Neutrosophic Science International Association)

نبذة عن الإنجازات:

- عضو هيئة التحرير للمجلة الدولية العلمية المحكمة **Neutrosophic Sets and Systems**
- مدير تحرير المجلة الدولية العلمية **International Journal of Neutrosophic Science (IJNS)**
- نشر أكثر من **200** مقال علمي في دوريات وجلات دولية في مجال الرياضيات وعلوم الحاسب ونظم المعلومات.
- عضو وحكم بجلات دولية في الرياضيات وعلوم الحاسب.
- المشاركة بتخطيط مشاريع بحثية حول النيتروسوفيكي عن فريق عمل دولي.
- عضو هيئة التحكيم بإحدى الجامعات المنافسة لمشاريع أطاريح شهادة الدكتوراه حول موضوع النيتروسوفيكي وتطبيقاته.
- عضو محكم إلى أرفع الأبحاث المنشورة في المؤسسة الدولية علوم النيتروسوفيكي بالعراق.
- شهادة أفضل الأبحاث من أعداد المجلة الأمريكية 2018 من المؤسسات الدولية لعلوم النيتروسوفيكي أمريكا **(Neutrosophic Science International Association)**
- إصدار كتاب جديد حول نظرية الرسم البياني النيتروسوفيكي والخوارزميات (https://www.igi-global.com/book/neutrosophic-graph-theory-algorithms/232296)

أ.م. كوثر فوزي حمزة الحسن

مكان العمل: قسم الرياضيات – كلية التربية للعلوم الصرفة – جامعة قبل - العراق

نبذة عن الإنجازات:

- عضو لجنة الرياسية منذ 2006 وحتى الآن.
- شاركت بعض في الدورات من اللجان العلمية والثقافية لها سفرات
- نشرت عدد بحوث في الاجراءات الجزئية في مجال الحاسوب والتدريب
- قدمت محاضرة " مقدمة الى الفيزياء الكمية" و "الكيمياء الكمية"، والتكامل الكمية و الحاسوب الكمية" عن طريق عمل.
- شاركت بعدد بحوث في مؤتمرات محلية ودولية (سمينارات).
- نشرت بحوث في مجالات علمية ذات تصنيف.
- عضو في جمعية الخوارزمي للرياضيات في العراق
- عضو في أول فيصة علمية دولية للباحثين والخبراء والعلماء الناطقين باللغة العربية وهي فيصة "أويد". وحصلت على جائزة سوسانا في طرف في فعاليات أويد وسمباحث سابقا
- عضو في لوسوعة العلمية العالمية الكيمياء الكمية في مجال في طرق الكيمياء الكمية.
- أقدم محاضرة العلمية: - الحاسوب والحساء الرياضي وتقريب الجزاء الجزئي، في مجال الحاسوب والتدريب، الحوسبة الكمية، في طرق الكيمياء الكمية.
- قيمت عدد من البحوث في مؤتمرات و مجالات علمية.
- حصلة على الشكر شهادات تقديرية محلية ودولية.
- حصلة على عدد من الكتب شكر من عميد الكلية ورئيس الجامعة ومن وزير التعليم العالي.

اهداء الكتاب

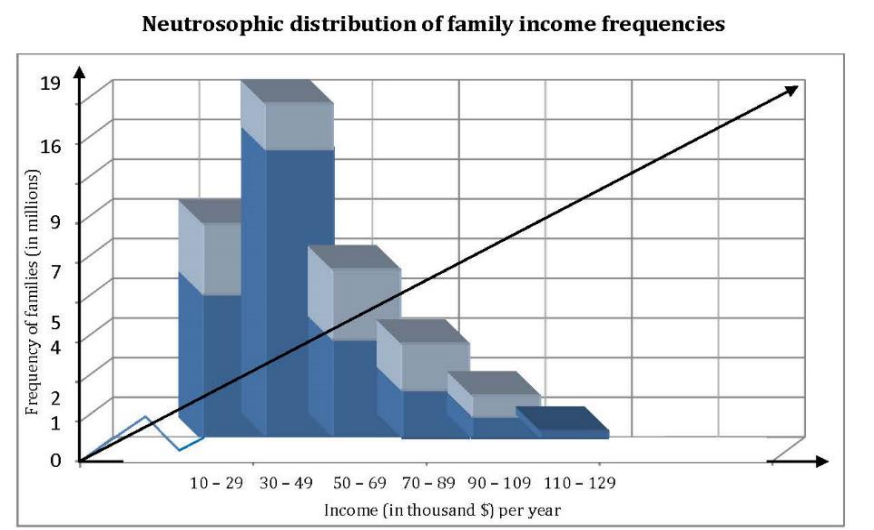
إلى كل طلاب وباحثي العلم والمعرفة في وطننا العربي بمختلف اختصاصاتهم

الشكر

عظيم الشكر إلى البروفيسور فلورنتن سمارانداكه عراب العلم والنيتروسوفيك

والشكر الكبير للأساتذة المحكمين الذين أثروا الكتاب بملاحظاتهم القيّمة

دار فيق يص لاح بي ب



إلى حد ما أو مجتمع إحصائي يتعلق بالحالات التي تكون فيها المعلومات غير دقيقة أو غامضة، أو غير معروفة، أو متضاربة (على سبيل المثال، عندما يقدم المستجوبون في دراسة استقصائية إجابات غير محددة أو متضاربة لأسئلة مثل الدخل السنوي للأسرة المعيشية)، أو عندما يتم تمثيل البيانات الإحصائية لمجتمع أو مجموعة سكانية بشكل غير صحيح، أو عندما يتم تمثيل البيانات الإحصائية لمجتمع أو مجموعة سكانية بشكل غير صحيح، أو عندما يتم تمثيل البيانات الإحصائية لمجتمع أو مجموعة سكانية بشكل غير صحيح.

في هذا الكتاب، نقدم تعريفًا لتوزيع نيوتروسوفيك الإحصائي لأول مرة في عام 1995. ونقدم أيضًا تعريفًا لدالة كثافة احتمالية نيوتروسوفيك وتعريفًا لدالة توزيع تراكمي نيوتروسوفيك. ونقدم أيضًا طرقًا عديدة، لأن هناك العديد من الطرق لحساب القيم المتوقعة لدالة نيوتروسوفيك.

ISBN 978-1-59973-658-7